# Universidade Estadual Paulista

# Jairo Vieira da Silva Filho

ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO DOS FATORES ECONÔMICOS DETERMINANTES DA CAPTAÇÃO DE LEITE NOS PRINCIPAIS ESTADOS PRODUTORES DO BRASIL ENTRE 1999 E 2016

**Jaboticabal** 

#### i

# Jairo Vieira da Silva Filho

# ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO DOS FATORES ECONÔMICOS DETERMINANTES DA CAPTAÇÃO DE LEITE NOS PRINCIPAIS ESTADOS PRODUTORES DO BRASIL ENTRE 1999 E 2016

Dissertação apresentada à Universidade Estadual Paulista "Júlio de Mesquita Filho", como exigência parcial para obtenção do grau de Mestre em Administração.

Área de Concentração: Gestão de Organizações Agroindustriais

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Rangel Fernandes Figueira

**Jaboticabal** 

S586a

Silva Filho, Jairo Vieira da

Análise de cointegração dos fatores econômicos determinantes da captação de leite nos principais estados produtores do Brasil entre 1999 e 2016 / Jairo Vieira da Silva Filho. -- Jaboticabal, 2018 74 p.: il., tabs.

Dissertação (mestrado) - Universidade Estadual Paulista (Unesp), Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Jaboticabal Orientador: Sérgio Rangel Fernandes Figueira

1. Captação formal de leite. 2. Cointegração. 3. Dados em painel. 4. Produtividade. I. Título.

Sistema de geração automática de fichas catalográficas da Unesp. Biblioteca da Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias, Jaboticabal. Dados fornecidos pelo autor(a).

Essa ficha não pode ser modificada.



#### UNIVERSIDADE ESTADUAL PAULISTA

#### Câmpus de Jaboticabai



#### CERTIFICADO DE APROVAÇÃO

TÍTULO DA DISSERTAÇÃO: ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO DOS FATORES ECONÔMICOS DETERMINANTES DA CAPTAÇÃO DE LEITE NOS PRINCIPAIS ESTADOS PRODUTORES DO BRASIL ENTRE 1999 E 2016

**AUTOR: JAIRO VIEIRA DA SILVA FILHO** 

**ORIENTADOR: SÉRGIO RANGEL FERNANDES FIGUEIRA** 

Aprovado como parte das exigências para obtenção do Título de Mestre em ADMINISTRAÇÃO, especialidade: Gestão de Organizações Agroindustriais pela Comissão Examinadora:

Prof. Dr. SÉRGID RANGEL FERNANDES FIGUEIRA

Departamento de Economia, Administração e Educação / FCAV / UNESP - Jaboticabal

Departamento de Econo mia, Administração e Sociologia / ESALQ / USP - Piracicaba/SP

Prof. Dr. DAVID FERREIRA LOPES SANTOS
Departamento de Economia, Administração e Educação / Faculdade de Ciências Agrárias e Veterinárias FCAV - UNESP - Jabotica bal/SP

Jaboticabal, 31 de agosto de 2018

#### Dados curriculares do autor

Jairo Vieira da Silva Filho, nascido em Ribeirão Preto, estado de São Paulo, no dia 09 de março de 1984, filho dos médicos Jairo Vieira da Silva e Maria Nazareth Grisolia Vieira da Silva. Ingressou em Medicina Veterinária na Universidade Estadual Paulista – UNESP (FCAV campus de Jaboticabal) em 2005, concluindo o curso em 2010. Cursou MBA em Gestão de Negócios pelo Centro Universitário Anhanguera (2014-2015) e MBA em Gestão do Agronegócio pela Universidade de São Paulo – ESALQ (2015-2017). Atuou em fazendas de gado de corte e com assistência técnica a produtores de leite. Atualmente trabalha com bovinocultura, na área técnico-comercial, no estado de São Paulo.

## Dedicatória

Aos meus pais, meu irmão e minha noiva Cecília pelo apoio dado durante todo o período para a realização deste estudo.

## Agradecimentos

Primeiramente a Deus.

À minha família.

À minha noiva Cecília.

Ao meu orientador Prof. Dr. Sérgio Rangel pela paciência e pela orientação durante todo o caminho percorrido durante o mestrado.

À empresa FrontAgro, que me possibilitou a realização de um sonho.

Muito obrigado.

#### **RESUMO**

#### **Objetivo**

O objetivo do trabalho é utilizar a técnica de cointegração para mensurar o impacto das elasticidades das variáveis explicativas: produtividade, Produto Interno Bruto, preço do leite pago aos produtores, importação de leite em pó, salários e relações de troca sobre a variável dependente captação formal de leite, no longo e no curto prazo, para seis dos principais estados produtores. Utiliza-se também a técnica de cointegração com painel balanceado para mensurar o impacto das variáveis explicativas na variável dependente, agrupando-se os seguintes estados: Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo.

#### Metodologia

Para as análises dos estados foi utilizado o método de mínimos quadrados ordinários (*MQO*) e, para a análise dos dados em painel, o método de mínimos quadrados com variável *dummy* (*MQVD*). Para a análise de cointegração entre os períodos de curto e longo prazo foi utilizado o teste de *Engle-Granger*.

#### Resultados e Discussões

Por meio do estudo foi possível medir a elasticidade dos coeficientes referentes às variáveis estudadas. Produtividade foi a variável mais importante para a análise, ao se considerar os coeficientes, no longo prazo, de 1,327 para Minas Gerais, 0,582 para São Paulo, 1,393 para o Paraná, 1,458 para Santa Catarina e 1,395 para os dados em painel. A produtividade mostrou-se significativa para Santa Catarina também no curto prazo, apresentando coeficiente de 2,793. Já para o curto prazo, apesar de não ser significativa para todos os modelos propostos, a variável com coeficiente mais elástico foi o preço do leite pago aos produtores, sendo 0,337 para Minas Gerais, 0,332 para o Paraná e 0,158 para São Paulo.

#### Implicações Gerenciais

Como justificativa em nível empresarial, ressalta-se o fato de tal análise servir de parâmetro para que produtores e a indústria tenham uma base mais assertiva em suas análises de mercado, contribuir para a criação de estratégias de mercado e no norteamento de políticas públicas para o setor.

#### Conclusões

Foi possível, por meio do estudo, verificar a condição de cointegração entre os períodos de curto e longo prazo, para as análises estaduais e para os dados em painel, o que contribui para o entendimento das influências das variáveis ao longo do tempo. A produtividade e o PIB foram as variáveis com maior impacto no longo prazo e o preço do leite pago aos produtores foi a variável com maior impacto no curto prazo. Como

limitações do estudo, podem-se citar a menor série de dados para preço do leite no estado de Santa Catarina e a utilização do preço da ração com base em São Paulo para as análises de relação de troca, não se conseguindo preços estaduais individualizados.

#### Originalidade

A identificação da cointegração entre os modelos de longo e curto prazo confere originalidade ao trabalho, demonstrando coerência do modelo escolhido. Outros trabalhos do setor não realizaram análises quantitativas englobando as variáveis utilizadas neste modelo.

Palavras-chave: captação formal de leite, cointegração, dados em painel, produtividade.

#### **ABSTRACT**

#### **Purpose**

The purpose of this study is to use the cointegration technique to measure the impact of the elasticities of explanatory variables: productivity, Gross Domestic Product, price of milk paid to producers, import of powdered milk, wages and exchange ratios on the dependent variable formal milk collection, in the long-term and short-terms, for six of the major producing states. The cointegration technique with balanced panel is also used to measure the impact of the explanatory variables on the dependent variable by grouping the following states: Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás and São Paulo.

#### Design/ methodology

For the analyzes, the ordinary least squares method (OLS) was used for the states, the least squares dummy variable model (LSDV) for the panel data, and the Engle-Granger test for the cointegration between the short- and long-term periods.

#### **Findings and Discussions**

Through the study it was possible to measure the elasticity of the coefficients referring to the studied variables. Productivity was the most important variable for the analysis, considering the long-term coefficients of 1.327 for Minas Gerais, 0.582 for São Paulo, 1.393 for Paraná, 1.458 for Santa Catarina and 1.395 for the panel data. Productivity was an important variable for Santa Catarina also in the short term, presenting a coefficient of 2.793. For the short term, although not significant for all the models proposed, the variable with the most elastic coefficient was the price of milk paid to the producers, with 0.337 for Minas Gerais, 0.332 for Paraná and 0.158 for São Paulo.

#### **Managerial Implications**

As a justification at the corporate level, there is the fact that such an analysis serves as a parameter for producers and manufacturers and to have a more assertive basis in their market analysis and contributes to the creation of market strategies and the orientation of public policies for the sector.

#### **Conclusion and Research limitations**

The study allowed for evaluating the condition of cointegration between the short- and long-term periods for the state analyzes and for the panel data, which contributes to the understanding of the influences of the variables over time. Productivity and relative GDP were the variables with the greatest impact in the long-term and the price of milk paid to producers was the variable with the greatest impact in the short-term. As limitations of the study, it is possible to mention the smallest data series for milk prices in the state of Santa Catarina and the use of the feed price based on the state of São Paulo to analyze the exchange ratio, thus not obtaining individualized state prices.

## Originality

The identification of the cointegration between the long- and short-term models provides originality to the study, thus showing the coherence of the chosen model. Other studies in the sector have not performed quantitative analyzes encompassing the variables used in this model.

Key words: formal capture of milk, cointegration, panel data, productivity.

#### Lista de Abreviaturas

CF – Custo fixo

CV – Custo variável

CT – Custo total

COMTRADE – International Trade Statistics Database

CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento

CNA – Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil

DERAL – Departamento de Economia Rural

DIEESE – Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos

FAO – Organização das Nações Unidas para a Alimentação e a Agricultura

FGV – Fundação Getúlio Vargas

GRETL – Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library

IDP-DI – Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna

IEA – Instituto de Economia Agrícola

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística Aplicada

MAPA – Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento

MERCOSUL - Mercado Comum do Sul

MDIC - Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços

NCM – codificação de produtos e serviços

PIB - Produto Interno Bruto

RIISPOA – Regulamento da Inspeção Industrial e Sanitária dos Produtos de Origem Animal

SBAN – Sociedade Brasileira de Alimentação e Nutrição

SNCR - Sistema Nacional de Crédito

USDA – U.S. Department of Agriculture

VBP – Valor Bruto de Produção

# Lista de Figuras

Figura 1. Valores (U\$) trimestrais da importação, exportação e saldo da balança comercial
- NCM 0402 - 1999/201624
Figura 2. Evolução da produção de leite e nº de cabeças no Brasil entre os anos de 1961
e 2016
Figura 3. Participação estadual na produção de leite (%) – 2016
Figura 4. Evolução da produção intelectual no estado de Minas Gerais x aumento da
produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015
Figura 5. Evolução da produção intelectual no estado do Paraná x aumento da
produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015
Figura 6. Evolução da produção intelectual no estado do Rio Grande do Sul x aumento
da produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015
Figura 7. Evolução da produção intelectual no estado de Santa Catarina x aumento da
produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015
Figura 8. Evolução da produção intelectual no estado de Goiás x aumento da
produtividade das vacas de leite entre 2007 e 201531
Figura 9. Evolução da produção intelectual no estado de São Paulo x aumento da
produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015
Figura 10. Produção total de leite x captação formal de leite no Brasil – 1999 a 2016 33 $$
Figura 11. Média trimestral captação formal (x 1000) x média trimestral preço pago ao
produtor (R\$) – 1999/201635
Figura 12: Evolução da captação formal de leite para os seis principais estados produtores
entre 1999 e 2016
Figura 13: Evolução da produtividade para os principais estados produtores entre 1999 e
2016
Figura 14: Evolução da importação nacional de leite em pó (kg) entre os anos de 1999 e
2016
Figura 15: Evolução dos preços de leite (R\$) entre 1999 e 2016
Figura 16: Evolução da relação de troca entre 1999 e 2016
Figura 17: Evolução trimestral do PIB real brasileiro entre 1999 e 2016
Figura 18: Evolução do salário mínimo brasileiro e naulista entre 1999 e 2016 49

## Lista de Tabelas

Tabela 1: Produção de leite (x 1000 ton) entre os maiores players mundiais – 1999 e 20	
Tabela 2: Produção (bilhões de kg), rebanho (milhões de cabeças) e produtividade (vaca/ ano) – 1999 e 2016	kg/
Tabela 3: Valor das exportações (U\$ bilhões), importações (U\$ bilhões) e o balanço en 1999 e 2016 pra os principais países produtores de leite e derivados	
Tabela 4. Importação, exportação e saldo da balança comercial dos produtos lácto comercializados pelo Brasil em 2016	
Tabela 5. Produção de leite (x 1000 litros), participação regional (%) e evolução (% 1999 e 2016	
Tabela 6: Evolução da produção (bilhões de litros), rebanho (milhões de cabeças produtividade (litros/ animal/ ano) – 1999 e 2016	
Tabela 7. Diferença entre produção total de leite e captação formal para os princip estados produtores – 1999 e 2016	
Tabela 8: Trabalhos sobre leite no Brasil	
Tabela 10: Valores críticos para o teste KPSS	
Tabela 12: Tabela de valores críticos para Teste de <i>Engle-Granger</i>	42
estatístico	Sul,
Santa Catarina, Goiás e São Paulo	) e
curto prazo ( <i>d_l_captação</i> ) para o estado de Minas Gerais	) e
curto prazo ( <i>d_l_captação</i> ) para o estado do Paraná	) 6
curto prazo ( <i>d_l_captação</i> ) para o estado do Rio Grande do Sul	) e
curto prazo ( <i>d_l_captação</i> ) para o estado de Santa Catarina	) e
caro prazo (a_i_capiação) para o comao de como de como mento prazo (a_i_capiação)	$\mathcal{I}$

Tabela 20: Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( <i>l_captação</i> ) e
curto prazo ( <i>d_l_captação</i> ) para o estado de São Paulo
Tabela 21: Teste KPSS das séries de longo (l_captação) e curto prazo (d_l_captação)
para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e São
Paulo – (0 defasagens)
Tabela 22: Teste de White das séries de longo (l_captação) e curto prazo (d_l_captação)
para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e São
Paulo
Tabela 23: Teste de <i>Durbin-Watson</i> das séries de longo ( <i>l_captação</i> ) e curto prazo
(d_l_captação) para os estados de Minas Gerais, Goiás e São Paulo
Tabela 24: Teste de <i>Engle-Granger</i> – MG, PR, RS, SC, GO e SP
Tabela 25: Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( <i>l_captação</i> ) e
curto prazo ( <i>d_l_captação</i> ) para os dados em painel60
Tabela 26: Teste de <i>Engle-Granger</i> – dados em painel
Tabela 27: Teste KPSS (uhat1) para dados em painel

# Sumário

1.	IN	TRODUÇÃO	16
1	l.1.	Objetivos	16
1	1.2.	Justificativa	17
2.	RE	VISÃO DE LITERATURA	19
2	2.1.	Panorama da demanda por produtos lácteos no Brasil e no mundo	19
2	2.2.	Perfil da produção de leite mundial e nacional	20
2	2.3.	Mercado internacional de lácteos	22
2	2.4.	Evolução da produção de leite no Brasil	24
2	2.5.	Construção teórica do modelo	35
	2.5.	1. Fatores de produção ligados à atividade leiteira	36
3.	MA	ATERIAIS E MÉTODOS	39
4.	RE	SULTADOS E DISCUSSÕES	44
4	<b>1.1.</b>	Análise descritiva das variáveis consideradas para os seis principais estad	os
Ì	produ	ıtores de leite	44
4	1.2.	Análises econométricas para os estados de Minas Gerais, Paraná, R	io
(	Gran	de do Sul, Santa Catarina, Goiás e São Paulo	49
	4.2.	1. Testes relacionados aos modelos estaduais de curto e longo prazo	56
4	1.3.	Análise dos dados em painel considerando-se Minas Gerais, Paraná, R	io
(	Gran	de do Sul, Goiás e São Paulo	59
4	1.4.	Discussões e contribuições gerenciais	62
5.	CO	NSIDERAÇÕES FINAIS	66
DE	TEED	ÊNCIAS	68

## 1. INTRODUÇÃO

O Brasil atualmente apresenta-se como um dos maiores produtores de leite do mundo. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), apesar de difundida em todo o território nacional, seis estados detêm 77,5% de toda a produção nacional, sendo o estado de Minas Gerais o principal produtor brasileiro com 8,97 bilhões de litros em 2016, seguido do Paraná com 4,73 bi, Rio Grande do Sul com 4,61 bi, Santa Catarina com 3,11 bi, Goiás com 2,93 bi e São Paulo com 1,69 bi (IBGE, 2018a).

Avaliando-se a captação formal de leite, ou seja, o que efetivamente é consumido e transformado pela indústria, os seis estados foram responsáveis por 83,9% de todo o leite captado no Brasil em 2016 (IBGE, 2018a,b).

Considerando-se o período entre 1999 e 2016, a produção de leite cresceu 71,0% no Brasil e a captação formal aumentou consideráveis 107,9%, motivada principalmente pelo crescimento da população nacional e consequente aumento no consumo de produtos lácteos (VILELA et. al., 2017).

Assim, necessitando-se analisar os motivos que desencadearam o crescimento da produção de leite considerando como fatores econômicos determinantes: a produtividade, os preços, a importação de leite em pó, os salários e os custos de produção (alimentação animal).

#### 1.1. Objetivos

O objetivo geral do estudo foi utilizar a regressão linear múltipla para mensurar como fatores relacionados aos custos, à receita dos produtores e às importações de leite em pó influenciaram na oferta de leite nos principais estados produtores: Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e São Paulo no período entre 1999 e 2016

Adiante, os seguintes objetivos específicos foram considerados:

i. Utilização da técnica de cointegração para se mensurar o impacto das elasticidades das variáveis explicativas: produtividade, Produto Interno Bruto, preço do leite pago aos produtores, importação de leite em pó, salários e relações de troca sobre a variável dependente captação de leite no longo e no curto prazo para seis dos principais estados produtores.

ii. Utilização da técnica de cointegração em dados em painel balanceado para se mensurar as elasticidades das variáveis explicativas: produtividade, Produto Interno Bruto, preço do leite pago aos produtores, importação de leite em pó, salários e relações de troca sobre a variável dependente captação de leite no longo e no curto prazo considerando os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo<sup>1</sup>.

#### 1.2. Justificativa

O intuito de um trabalho acadêmico em Administração é que ele seja relevante e contribua tanto para o setor empresarial, por meio da atualização de dados e diretrizes técnicas, para a sociedade, por meio de informações sobre o assunto estudado e para que novas pesquisas na área sejam estimuladas.

Como justificativa em nível empresarial ressalta-se o fato de tal análise servir de parâmetro para que produtores, e a indústria, tenham uma base mais assertiva em suas análises de mercado, e contribua para a criação de estratégias de mercado e no norteamento de políticas públicas para o setor.

O entendimento dos fatores impactantes na captação de leite no Brasil é primordial para que novos modelos sejam propostos e que ajudem na predição do mercado e contribuam para tomadas de decisões de todo o setor.

O setor é muito importante social e economicamente para o Brasil. Segundo a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA) o Valor Bruto de Produção (VBP) do setor lácteo brasileiro correspondeu a 22,4% do VBP Pecuário e 8,4% do VBP Agropecuário brasileiro em 2016 (CNA, 2017a). No entanto, existe grande diferença na produção de leite entre as regiões brasileiras, demonstrando fortes características regionais e grande heterogeneidade entre as unidades produtoras (BRAGAGNOLO et al., 2011).

Com relação à contribuição acadêmica, a justificativa se dá pela atualização dos dados referentes à cadeia do leite ser importante para o norteio de novas pesquisas sobre o assunto. O último censo agropecuário havia sido realizado no ano de 2006, dificultando novos trabalhos, como por exemplo uma análise quantitativa mais assertiva, sob dados

\_

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Santa Catarina não foi incluída no modelo por insuficiência de dados relativos à série de preços pagos aos produtores.

atuais. Não foi encontrado na literatura trabalho que tenha procurado cruzar conjuntamente as variáveis elencadas e a oferta de leite no Brasil.

Seguidos à introdução, este trabalho está estruturado com uma revisão de literatura sobre a cadeia do leite no Brasil, contemplando o panorama da cadeia produtiva do leite, a fundamentação teórica do modelo e pesquisas realizadas sobre o leite em âmbito nacional. Em materiais e métodos, é detalhada a coleta dos dados para análise, bem como a estruturação do modelo utilizado. Para resultados e discussões, foi realizada uma análise quantitativa, baseada no modelo de cointegração, avaliando-se a influência das variáveis mensuradas no longo e no curto prazo para a produção de leite, nos seis maiores estados produtores, de forma individual.

Também foi realizada uma mensuração dos dados em painel, considerando-se os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo. Por fim, na conclusão, buscou-se explicar a relevância das variáveis sobre a produção nacional de leite e a importância do trabalho realizado para a análise do setor e para futuras pesquisas.

#### 2. REVISÃO DE LITERATURA

Na revisão de literatura, inicialmente foi contextualizada a produção e comercialização de leite no mundo, considerando-se o período entre os anos de 1999 e 2016. Posteriormente foi realizada uma revisão dos dados relativos à produção de leite no Brasil, inferindo sobre as diferenças entre as regiões e estados brasileiros, a partir de dados oficiais e trabalhos científicos sobre o assunto.

#### 2.1. Panorama da demanda por produtos lácteos no Brasil e no mundo

A produção de leite no mundo aumentou substancialmente nos últimos anos, fato diretamente relacionado ao hábito de consumo de leite (JUNG; MATTE JÚNIOR, 2016), tendo em vista que, segundo a Sociedade Brasileira de Alimentação e Nutrição (SBAN), o leite é de grande valor nutricional e a principal fonte de cálcio na alimentação humana (SBAN, 2015).

De acordo com dados da Organização das Nações Unidas (UNITED NACIONS), a população mundial cresceu 23,1% entre 1999 e 2016, partindo de 6,06 bilhões para 7,46 bilhões de habitantes no período, o que ajuda a compreender a crescente demanda por produtos lácteos e produção de leite (UNITED NACIONS, 2018).

Já segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística Aplicada (IBGE) e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), a população brasileira em 1999 era de 171 milhões de pessoas e em 2016 foi de 206 milhões, ou seja, um aumento de 20,5% (IBGE, 2018b; IPEADATA, 2018a).

Assim, a demanda de leite cresceu nos últimos anos, motivada pelo aumento da população, por mudanças nos hábitos de consumo, além do aumento do poder aquisitivo das pessoas e pelo maior acesso a produtos, com a expansão da fronteira de produção e comercialização (VILELA et. al., 2017).

Para o Brasil, entre as décadas de 1960 e 1980, o consumo teve pouca relevância, tendo aumentado ao longo da década de 1980 (VILELA et al., 2017). Em 1997, o consumo *per capita* de leite no Brasil girava em torno de 126,0 litros/habitante (SALGADO, 2013).

O consumo *per capita* de leite e derivados em nível mundial em 2015 era de 109,0 litros/ habitante. Entre 2010 e 2015, a variação foi de 12,0%, principalmente puxado pelo

consumo em países do Sul da Ásia, de 22,0%, de 7,6% na China e 15,0% no Oriente Médio. Foi percebido aumento de consumo na Europa e Oceania, mantendo-se estável na América Latina (BALDE BRANCO, 2017).

Ainda em 2015, o consumo de lácteos era de 269 litros (habitante/ ano) para os EUA, 131 litros para a Índia, 31 litros para a China, 173 litros para o Brasil e 349 litros para a Alemanha (CI LEITE, 2018). Logo, observa-se que existe grande potencial para aumentar o consumo, principalmente em países como Brasil, China e Índia. Já em 2016, segundo estimativas da Companhia Nacional de Abastecimento (CONAB), o consumo chegou a 175,9 litros/habitante, ou seja, aproximadamente 39,6% maior que em comparação com 1997 (CONAB, 2017a).

### 2.2. Perfil da produção de leite mundial e nacional

A União Europeia, representada por seus 28 países membros (EU-28), é o maior produtor mundial de leite, com 151,0 milhões de toneladas em 2016 (USDA, 2017). Entretanto, segundo dados da Organização das Nações Unidas para a Agricultura e Alimentação (FAO), quando se considera individualmente cada país, os EUA aparecem como maior produtor, com 96,3 milhões de toneladas, seguidos de Índia com 77,4, China com 37,1, Brasil com 33,6 e a Alemanha com 32,6 (FAOSTAT, 2018).

Os dados comparativos para a produção de leite entre 1999 e 2016 entre os principais players mundiais de leite podem ser observados na **Tabela 1**, destacando-se que em 2016 o Brasil assume o posto como o quarto maior produtor mundial de leite.

**Tabela 1:** Produção de leite (x 1000 ton) entre os maiores players mundiais – 1999 e 2016

Países/ Produção	1999	Países/ Produção	2016	Variação (%)
EUA	73.749.151	EUA	96.359.376	30,6
Índia	32.636.000	Índia	77.415.850	137,2
Rússia	32.000.592	China	37.153.653	394,4
Alemanha	28.334.212	Brasil	33.624.653	71,0
França	23.010.060	Alemanha	32.672.340	15,3
Brasil	19.661.220	Rússia	30.495.321	-4,7
Reino Unido	15.014.000	França	24.482.493	6,4
Polônia	12.284.365	Nova Zelândia	21.671.520	99,1
Nova Zelândia	10.881.408	Turquia	16.786.263	87,0
Argentina	10.649.200	Reino Unido	14.946.000	-0,5
Austrália	10.178.000	Polônia	13.244.169	7,8
Turquia	8.966.000	México	11.608.400	30,7
Canadá	8.164.000	Argentina	9.895.300	-7,1
China	7.514.185	Canadá	7.516.634	-7,9
Uruguai	1.479.382	Uruguai	2.026.000	37,0

Fonte: Elaborado pelo autor com base em FAOSTAT (2018)

A Argentina e o Uruguai, mesmo não figurando entre os 10 maiores produtores de leite em 2016 estão entre os maiores players mundiais, e são os principais exportadores de leite em pó para o Brasil (PINHA; BRAGA; CAMPOS, 2016).

Considerando-se os cinco maiores produtores mundiais de leite, além de Argentina e Uruguai, enquanto nos EUA a produção teve um incremento de 30,7% entre 1999 e 2016, o volume de vacas ordenhadas teve incremento de apenas 1,9%., Já a produtividade animal (kg² leite/ animal/ ano) teve incremento de 28,2% (FAOSTAT, 2018).

Com relação à Índia, o aumento na produção de leite foi de 137,2% no mesmo período, assim como o aumento no número de vacas ordenhadas foi de 45,4%. A produtividade teve um incremento de 63,1% entre 1999 e 2016. Para a China, houve incremento em produção de 394,4% entre 1999 e 2016, o crescimento em cabeças ordenhadas foi de 168,1%. O crescimento em produtividade foi de 84,5% (FAOSTAT, 2018).

No Brasil, o incremento de produção foi de 71,0% entre os anos analisados, com o rebanho aumentando em 13,1% e a produtividade crescendo 51,2% entre 1999 e 2016. Para a Alemanha houve incremento em produção de 15,3% para o período, no entanto, observa-se um decréscimo no número de animais ordenhados de 12,0%. Já a produtividade para o país cresceu 31,1% entre 1999 e 2016 (FAOSTAT, 2018).

Na Argentina, a produção de leite sofreu um decréscimo de 7,1% entre 1999 e 2016, o rebanho recuou 10,2% e a produtividade teve ligeiro incremento de 3,5% no período. Já para o Uruguai, a produção aumentou 36,9%, mesmo com uma redução de 14,9% no rebanho e sua produtividade teve incremento de 61,0% entre os anos analisados (FAOSTAT, 2018).

Todos os dados referentes à produção, rebanho e produtividade nos principais *players* mundiais, comparativamente entre os anos de 1999 e 2016, podem ser observados na **Tabela 2**.

\_

 $<sup>^2</sup>$  1 kg leite = 1,06 litros

**Tabela 2:** Produção (bilhões de kg), rebanho (milhões de cabeças) e produtividade (kg/ vaca/ ano) – 1999 e 2016

-	Produção				Rebanho	ı	Produtividade		
País	(bi	lhões de l	kg)	(milhões de cabeças)			(kg/ vaca/ ano)		
	1999	2016	$\Delta$ %	1999	2016	$\Delta$ %	1999	2016	Δ %
EUA	73,7	96,4	30,7	9,2	9,3	1,9	8057,4	10330,1	28,2
Índia	32,6	77,4	137,2	33,4	48,6	45,4	976,4	1592,6	63,1
China	7,5	37,2	394,4	4,7	12,7	168,1	1583,7	2921,4	84,5
Brasil	19,7	33,6	71,0	17,4	19,7	13,1	1130,2	1708,7	51,2
Alemanha	28,3	32,7	15,3	4,8	4,2	-12,0	5909,4	7746,5	31,1
Argentina	10,6	9,9	-7,1	2,5	2,2	-10,2	4259,7	4409,5	3,5
Uruguai	1,5	2,0	36,9	0,8	0,7	-14,9	1761,2	2835,3	61,0

Fonte: Elaborado pelo autor com base em FAOSTAT (2018)

É importante observar que, entre os produtores analisados, a produtividade é menor em países como Índia, China, Brasil e Uruguai, se comparada à produtividade dos EUA, Alemanha e Argentina.

#### 2.3. Mercado internacional de lácteos

Segundo o Departamento de Economia Rural (DERAL), os principais players exportadores de leite em pó em 2016 foram: União Europeia (EU-28), Brasil, Nova Zelândia, Argentina e Austrália (DERAL, 2018). Ressalta-se ainda o baixo volume exportado, no que tange à comercialização de derivados lácteos, que gira em torno de 5,0% a 7,0% do total produzido, demonstrando o forte consumo interno entre os países produtores (PINHA, 2014).

O Brasil é historicamente importador, no que tange a leite e derivados. No entanto, em 2004 registrou resultado positivo na balança comercial, situação que perdurou até 2008, ano em que o superávit, em valores correntes, foi de U\$ 298,0 milhões (SIQUEIRA; PINHA, 2011). Mesmo a importação no Brasil ter um peso considerável em valores financeiros, em 2016, ela representou proporcionalmente em volume, apenas 8,2% da produção brasileira (CONAB, 2017b).

Com a formação do Mercado Comum do Sul (MERCOSUL) em 1991, barreiras entre seus países membros foram extintas, facilitando o comércio entre eles. Nesta conjuntura, o Brasil aumentou a importação de leite, principalmente do Uruguai e Argentina (MARION FILHO; FAGUNDES; SCHUMACHER, 2011).

Segundo dados de International Trade Statistics Database (COMTRADE), entre 1999 e 2016, a exportação de leite e derivados aumentou em quase todos os países,

excluindo-se a China e o Canadá. Já com relação à importação de lácteos, os volumes se mantiveram estáveis na Índia e decresceram na Argentina (COMTRADE, 2018). Os dados podem ser observados na **Tabela 3**.

**Tabela 3:** Valor das exportações (U\$ bilhões), importações (U\$ bilhões) e o balanço entre 1999 e 2016 pra os principais países produtores de leite e derivados

Do fo		1999		2016			
País	Export.	Import.	Balanço	Export.	Import.	Balanço	
EUA	486,1	988,3	-502,2	3.253,2	1.945,0	1.308,2	
Índia	11,2	41,6	-30,4	127,2	40,0	87,2	
China	25,8	150,3	-124,5	27,1	2.731,5	-2.704,4	
Brasil	7,4	415,6	-408,2	141,3	639,7	-498,4	
Alemanha	3.273,4	2.978,5	295,0	6.810,0	4.900,1	1910,0	
Rússia	21,8	236,8	-215,0	174,7	1.757,4	-1.582,7	
França	2.594,7	1.219,0	1375,7	5.601,8	2.762,4	2.839,4	
N. Zelândia	1.959,8	13,8	1.946,0	7.526,7	130,8	7.396,0	
Turquia	13,5	32,0	-18,5	271,7	85,4	186,3	
R. Unido	744,0	1.578,3	-834,3	1.365,8	3.038,4	-1.672,6	
Polônia	178,0	88,1	90,0	1.291,0	715,2	575,8	
México	42,6	450,3	-407,7	161,1	1.429,2	-1.268,1	
Argentina	363,0	29,0	334,0	634,3	16,6	617,7	
Canadá	216,4	192,8	23,6	176,5	446,0	-269,5	
Uruguai	125,8	2.625,2	-2.499,4	547,0	17.709,2	-17.162,0	

Fonte: Elaborado pelo autor com base em COMTRADE (2018)

Considerando-se a cadeia produtiva de lácteos, o leite em pó é o principal produto importado pelo Brasil, seguido por queijos e soro de leite. Juntos, corresponderam a 95,8% do volume importado em 2016 e 90,4% do volume exportado para o mesmo ano. Destes totais, segundo o Ministério da Indústria, Comércio Exterior e Serviços (MDIC), a participação do leite em pó para a importação foi de 65,1% e para a exportação foi de 82,0% (MDIC, 2017).

Em 1999, as importações de leite em pó, provenientes de Argentina e Uruguai, corresponderam a 86,6% do total importado pelo Brasil. Já em 2016, as importações provenientes dos dois países chegaram a 90,4% do total importado (MDIC, 2017). Portanto, observa-se que os dois países detêm grande parte do volume exportado para o Brasil, corroborando com o forte caráter regional das negociações de leite e derivados (PINHA; BRAGA; CAMPOS, 2016), uma vez que transações internacionais de longas distâncias são menos frequentes com produtos perecíveis (PINHA, 2014).

Os principais mercados compradores para os derivados lácteos brasileiros em 2016 foram: Venezuela (53,3%), Arábia Saudita (8,0%), Angola (6,0%), Estados Unidos (5,8%) e Emirados Árabes Unidos (3,7%) (CONAB, 2017b). Os dados relativos aos

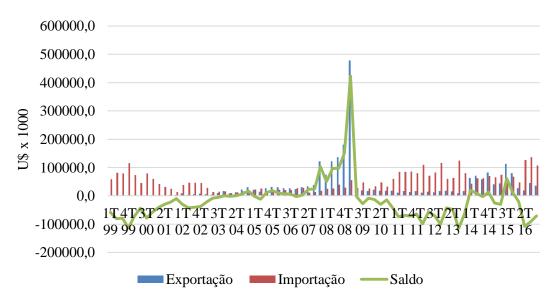
principais produtos importados e exportados pelo Brasil podem ser observados na **Tabela** 4.

Tabela 4.	Importação,	exportação	e	saldo	da	balança	comercial	dos	produtos	lácteos
comercializa	ados pelo Bra	sil em 2016								

Produto	Impor	tação	Expo	Saldo	
Froduto	U\$ (x 1000)	Kg (x 1000)	U\$ (x 1000)	Kg (x 1000)	U\$ (x 1000)
Leite fluido	1.392,1	2.452,7	14.260,4	7.774,0	12.868,2
Leite em pó	417.314,9	161.485,9	127.419,9	40.404,0	-289.894,9
Iogurte	872,6	330,9	368,1	363,2	-504,4
Soro de leite	43.672,5	28.395,4	86,1	47,6	-43.586,3
Manteiga	24.412,5	6.828,7	305,3	79,9	-24.107,1
Queijos	153.418,5	43.074,0	13.167,8	2.979,1	-140.250,6
TOTAL	641.083,1	242.567,6	155.607,60	51.647,80	-485.475,5

Fonte: Elaborado pelo autor com base em MDIC (2017)

Com relação à balança comercial brasileira entre os anos de 1999 e 2016, para o leite em pó (NCM 0402), e desconsiderando-se aqui os demais produtos derivados de leite comercializados pelo Brasil, os valores (U\$) podem ser observados na **Figura 1**.



**Figura 1.** Valores (U\$) trimestrais da importação, exportação e saldo da balança comercial – NCM 0402 – 1999/2016

Fonte: Elaborado pelo autor com base em MDIC (2017)

#### 2.4. Evolução da produção de leite no Brasil

Segundo a Confederação da Agricultura e Pecuária do Brasil (CNA) o Valor Bruto de Produção (VBP) brasileiro de 2016 foi de R\$ 542,6 bilhões³, o VBP Pecuário foi de R\$ 203,2 bilhões e o VBP do leite foi de R\$ 45,5 bilhões, ou seja, o setor lácteo brasileiro

\_

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Valores deflacionados pelo IGP-DI da FGV – junho de 2017.

correspondeu a 22,4% do VBP Pecuário e 8,4% do VBP Agropecuário brasileiro em 2016, demonstrando sua importância para a economia nacional (CNA, 2017).

A evolução da produção de leite no país teve início em meados da década de 1950, quando da criação do Regulamento de Inspeção Industrial e Sanitária de Produtos de Origem Animal (RIISPOA) no Governo Getúlio Vargas e a obrigatoriedade da pasteurização do leite, além da criação dos leites tipo A; B e C (VILELA et al., 2017).

O período entre a década de 1950 e final da década de 1980 foi marcado por um forte controle governamental no preço do leite (tabelamento), visando a ajudar o controle da inflação. Também foi marcado pela forte importação de derivados, servindo de artífice para a baixa especialização do setor (FIGUEIRA, 1999; FERREIRA JUNIOR; TEIXEIRA, 2004; SILVA, 2008).

Os primeiros dados de controle da produção de leite datam da década de 1960, através das Organizações das Nações Unidas para a Agricultura e a Alimentação (FAO), quando, em 1961, o Brasil produziu 5,2 bilhões de litros. Em 1974, começou o levantamento por parte do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística Aplicada (IBGE), que perdura até hoje (VILELA et al., 2017).

Neste período, a partir de 1964, iniciou-se um conjunto de medidas adotadas pelo governo com o intuito de modernizar a agroindústria brasileira, em geral, e a cadeia produtiva do leite em particular, instituindo-se o Sistema Nacional de Crédito (SNCR) (LEITE; WESZ JUNIOR, 2014). Este, contribuiu para a modernização da agropecuária nacional, através de subsídios diretos para o consumo de diversos insumos (1965-1979) e quando da restrição ao crédito e garantia a preços mínimos (1979-1986). Assim, com a intervenção do estado, incrementos em produtividade levaram ao incremento da produção (SILVA, 2015).

Wilkinson (2008) distingue três fases que melhor explicam a conjuntura do mercado nacional de leite:

- A primeira corresponde ao período entre as décadas de 1960 e 1980, marcado por um grande crescimento da população urbana no Brasil e pelo aumento da demanda por produtos lácteos.
- ii. A segunda fase corresponde à década de 1980, período de pouco crescimento na economia brasileira, acompanhado por uma crise no setor agrícola, que levou a um menor crescimento da produção nacional de leite. Essa fase foi

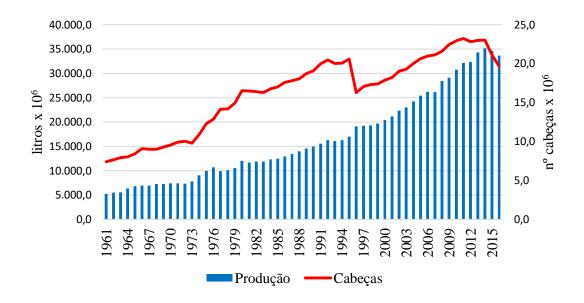
marcada por uma forte importação de leite e derivados, principalmente leite em pó.

iii. A terceira fase inicia-se anos 1990 e se estende até hoje. O período é marcado pelo fim do tabelamento de preços e a consolidação do MERCOSUL, favorecendo as importações de lácteos provenientes da Argentina e do Uruguai. Ainda neste período, deu-se a saída, do governo, de programas sociais de leite, que chegaram a responder por mais de 30,0% da captação de leite nacional.

Ao se analisar a produção de leite no Brasil entre os anos de 1961 e 2016, houve crescimento de 543,2% no período, a uma média de 9,9% ao ano, tendo saído de aproximadamente 5,2 para 33,6 milhões de toneladas. Restringindo-se a análise entre os anos de 1999 e 2016, esse crescimento foi de 4,2% ao ano (FAOSTAT, 2018).

O rebanho nacional, considerando-se o período entre 1961 e 2016, cresceu 166,1%, ou 3,0% ao ano, saindo de 7,4 para 19,7 milhões de cabeças (FAOSTAT, 2018). Os dados podem ser observados na **Figura 2**.

Já a produtividade brasileira teve incremento de 141,8% no período e 2,6% ao ano, tendo sido de 706,8 kg em 1961 e de 1708,7 kg de leite/ animal/ ano em 2016 (FAOSTAT, 2018).



**Figura 2.** Evolução da produção de leite e nº de cabeças no Brasil entre os anos de 1961 e 2016 Fonte: Elaborado pelo autor com base em FAOSTAT (2018)

Considerando-se especificamente o período entre 1999 e 2016, segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística Aplicada (IBGE), e com base em dados da

Pesquisa Municipal Pecuária (PMP), houve mudanças na geografia da produção nacional de leite.

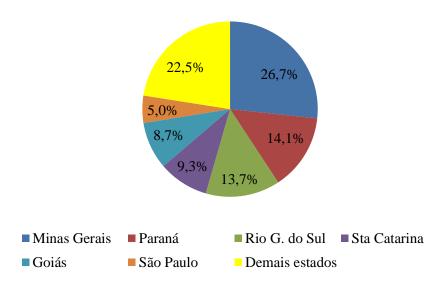
Em 1999, a região Sudeste era a principal produtora nacional, com 44,8% da produção, seguida da região Sul com 24,2% e da região Centro-Oeste com 15,3%. Já em 2016, a região Sul se tornou a principal região produtora de leite, com 37,0% da produção nacional, o Sudeste ficou em segundo lugar com 34,3% e o Centro-Oeste em terceiro, com 11,8% (IBGE, 2018a). Ver **Tabela 5**.

**Tabela 5.** Produção de leite (x 1000 litros), participação regional (%) e evolução (%) - 1999 e 2016

Região	19	99	20	Evol. %	
regiuo	Produção	Part. %	Produção	Part. %	2,01,70
Norte	958.382	5,0%	1.876.004	5,6%	95,7%
Nordeste	2.041.819	10,7%	3.772.384	11,2%	84,8%
Centro-Oeste	2.923.524	15,3%	3.972.434	11,8%	35,9%
Sudeste	8.540.203	44,8%	11.546.087	34,3%	35,2%
Sul	4.606.121	24,2%	12.457.744	37,0%	170,5%

Fonte: Elaborado pelo autor com base em IBGE (2018a)

Ao se analisar a produção estadual de leite no Brasil em 2016, o estado de Minas Gerais destaca-se como o maior produtor, sendo responsável por 26,7% da produção brasileira. O estado do Paraná foi o segundo maior produtor, respondendo por aproximadamente 14,1% da produção, seguido por Rio Grande do Sul com 13,7%, Santa Catarina com 9,3% e Goiás e São Paulo com 8,7% e 5,0%, respectivamente. Os demais estados juntos, corresponderam a 22,5% do total da produção de leite em 2016. (IBGE, 2018a), ver **Figura 3**.



**Figura 3.** Participação estadual na produção de leite (%) – 2016

Fonte: Elaborado pelo autor com base em IBGE (2018a)

Ainda segundo IBGE (2018a), entre 1999 e 2016, o estado de Minas Gerais teve crescimento na produção de 54,6%. O estado do Paraná cresceu com significativos 174,2%, assim como o Rio Grande do Sul com 133,6%, Santa Catarina com expressivos 243,5% e Goiás com 46,2%. Somente São Paulo teve recuo de produção no período, caindo 11,6% em 2016 em comparação com o ano de 1999.

Com relação aos rebanhos de cada estado, houve crescimento de 14,0% para Minas Gerais, 45,5% para o Paraná, 30,8% para o Rio Grande do Sul, 105,1% para Santa Catarina, 15,5% para o Goiás e decréscimo de 36,9% para São Paulo (IBGE, 2018a).

Já com relação à produtividade, considerando-se o período entre 1999 e 2016, houve crescimento nos seis principais estados produtores, tendo sido 35,7% em Minas Gerais, 88,5% no Paraná, 78,6% no Rio Grande do Sul, 67,5% em Santa Catarina, 22,9% no Goiás e 40,12% em São Paulo (IBGE, 2018a). Os dados relativos à produção, rebanho e produtividade podem ser observados na **Tabela 6**.

**Tabela 6:** Evolução da produção (bilhões de litros), rebanho (milhões de cabeças) e produtividade (litros/ animal/ ano) – 1999 e 2016

País		Produçã	О	Rebanho			Produtividade		
Pais	1999	2016	$\Delta$ %	1999	2016	Δ %	1999	2016	Δ %
MG	5,80	8,97	54,6	4,36	4,97	14,0	1328,97	1803,37	35,7
PR	1,72	4,73	174,2	1,11	1,62	45,5	1546,98	2916,35	88,5
RS	1,97	4,61	133,6	1,11	1,46	30,8	1767,77	3157,28	78,6
SC	0,90	3,11	243,5	0,54	1,11	105,1	1664,26	2787,63	67,5
GO	2,00	2,93	46,2	1,93	2,23	15,5	1066,49	1310,82	22,9
SP	1,91	1,69	-11,6	1,83	1,15	-36,9	1043,83	1462,59	40,1

Fonte: Elaborado pelo autor com base em IBGE (2018a)

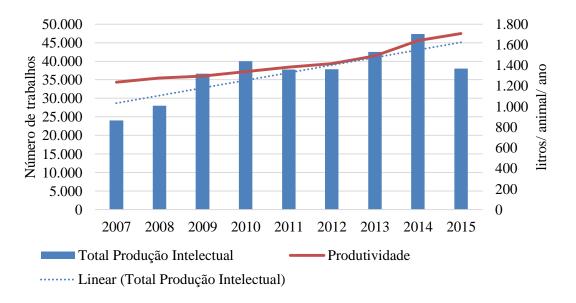
Apesar da evolução positiva da produtividade nos seis principais estados produtores, há grande diferença no desenvolvimento da produção entre eles, demonstrando a especificidade de cada rebanho. É notório observar que nos estados onde a taxa de crescimento da produção foi maior, como Rio Grande do Sul, Paraná e Santa Catarina, os rebanhos também cresceram mais acentuadamente, e as produtividades também foram maiores quando comparadas com os estados de Minas Gerais, Goiás e São Paulo.

É relevante, aqui, destacar que os ganhos de produtividade também estão relacionados com o nível tecnológico envolvido na atividade. Assim, baseando-se em dados do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPQ,

2018), mediante levantamento da pesquisa ligada ao agronegócio entre os anos de 2007 e 2015, é possível verificar uma grande variabilidade em número de pesquisas de pósgraduação na área do agronegócio.

Assim, considerando-se as áreas de conhecimento como Agronomia, Engenharia Agrícola, Engenharia de Agrimensura, Medicina Veterinária, Tecnologia e Inovação para Agropecuária e Zootecnia, pode-se medir o volume de pesquisa acadêmica e a evolução na produtividade animal nos seis principais estados produtores.

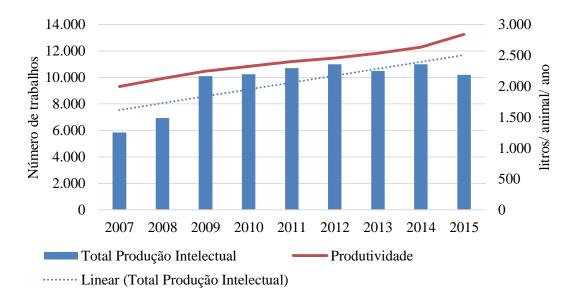
O estado de Minas Gerais contribuiu em 2007 com 24.047 trabalhos de pósgraduação na área, sendo que em 2015 este número foi de 37.995 trabalhos (CNPQ, 2018). Ou seja, houve uma evolução de 58,0% no período. Os dados podem ser vistos na **Figura 4**.



**Figura 4.** Evolução da produção intelectual no estado de Minas Gerais x aumento da produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados CNPq (2018) e IBGE (2018a,b)

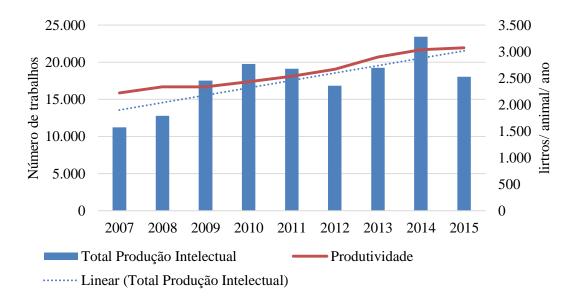
Para o estado do Paraná, em 2007 foram 5.845 trabalhos ligados ao Agronegócio e em 2015, 10.186 trabalhos, sendo uma evolução de 74,3% no período (CNPQ, 2018). Os dados podem ser verificados na **Figura 5**.



**Figura 5.** Evolução da produção intelectual no estado do Paraná x aumento da produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados CNPq (2018)

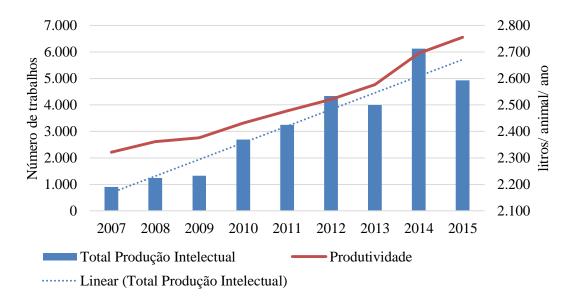
Para o estado do Rio Grande do Sul, foram 11.210 trabalhos em 2007 e 19.043 trabalhos em 2015, representando uma evolução de 61,0% na produção intelectual no período (CNPQ, 2018), ver **Figura 6**.



**Figura 6.** Evolução da produção intelectual no estado do Rio Grande do Sul x aumento da produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados CNPq (2018)

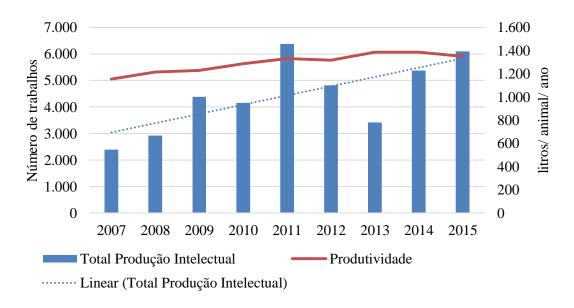
Para Santa Catarina, foram 905 trabalhos em 2007 e 4.923 trabalhos em 2015, ou seja, uma evolução de 444,2% no período (CNPQ, 2018), ver **Figura 7**.



**Figura 7.** Evolução da produção intelectual no estado de Santa Catarina x aumento da produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados CNPq (2018)

Para o Goiás, foram 2.391 trabalhos em nível de pós-graduação em 2007 e 6.098 trabalhos em 2015, tendo sido uma evolução de 155,0% (CNPQ, 2018), ver **Figura 8**.



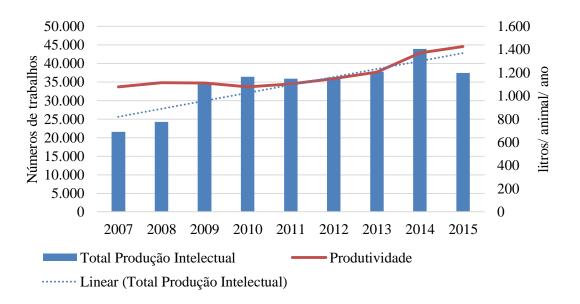
**Figura 8.** Evolução da produção intelectual no estado de Goiás x aumento da produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados CNPq (2018)

Já para São Paulo, foram 21.590 trabalhos em 2007 e 37.476 trabalhos em 2015, sendo uma evolução de 73,6% no período (CNPQ, 2018). Interessante observar que, mesmo com o grande número de trabalhos e com um ganho de produtividade de 32,3%, o perfil produtor no estado é diferente dos estados com maior produtividade como Paraná,

Rio Grande do Sul e Santa Catarina, o que pode justificar as diferenças encontradas para os estados, ver **Figura 9**.

É notório que o curso de Agronomia foi o que mais contribuiu para a pesquisa ligada ao Agronegócio nos estados analisados, tendo sido 36.360 trabalhos em 2007 e 66.563 trabalhos em 2015. O curso de Medicina Veterinária teve participação em 2007 com 11.242 trabalhos e em 2015 com 21.875 trabalhos. Já para o curso de Zootecnia, foram 11.951 trabalhos em 2007 e 17.521 trabalhos em 2015 (CNPQ, 2018).



**Figura 9.** Evolução da produção intelectual no estado de São Paulo x aumento da produtividade das vacas de leite entre 2007 e 2015

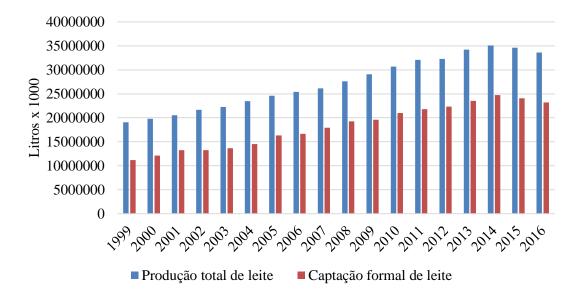
Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados CNPq (2018) e IBGE (2018a,c)

Segundo pesquisa de Vilela et al. (2017), ganhos relativos à produção agrícola levam em consideração três diretrizes: trabalho, terra e tecnologia. Em 1996, o fator trabalho tinha participação de 31,3% no crescimento da produção, o fator terra, 18,1% e o fator tecnologia, 50,6%. Já em 2006, a participação do fator trabalho teve sua participação reduzida para 22,3% e o fator terra para 9,6%, no entanto, observa-se crescimento na participação do fator tecnologia, que alcançou participação de 68,1%.

Os fatos demonstram que a tecnologia é o melhor caminho para se alcançar maiores níveis de produtividade e maior eficiência dos sistemas de produção. Assim, estudos na área são fatores preponderantes para se alcançar tais objetivos.

Também importante para o Brasil, a informalidade é um fator que também interfere nos números do setor lácteo do país, ao se evidenciar a diferença entre produção total e captação formal pela Indústria de Laticínios. Em nível nacional, a captação formal

de leite correspondeu a 58,4% do total produzido em 1999 e a 68,9% em 2016 (IBGE, 2018c), ver **Figura 10**.



**Figura 10.** Produção total de leite x captação formal de leite no Brasil – 1999 a 2016 Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados IBGE (2018c)

Para os principais estados produtores, a informalidade também impacta no resultado, ao se verificar a diferença entre a produção total de leite e a captação formal de leite, no entanto, outros fatores podem estar relacionados a esta situação.

É possível observar que São Paulo ocupava a terceira posição como maior produtor de leite em 1999, ficando em sexto lugar em 2016. No entanto, é o estado com maior volume de captação formal de leite entre todos, tendo sido, em 2016, muito maior que a própria produção do estado. Isso pode ser devido à entrada de leite de outros estados nas indústrias paulistas ou mesmo devido à importação de leite em pó (**Tabela 7**).

**Tabela 7**. Diferença entre produção total de leite e captação formal para os principais estados produtores – 1999 e 2016

E . 1 /A		1999		2016		
Estados/Ano	Produção	Captação	%	Produção	Captação	%
MG	5.801.063	3.230.842	55,7	8.970.779	6.106.296	68,1
PR	1.724.918	897.112	52,0	4.730.195	2.744.028	58,0
RS	1.974.663	1.381.329	70,0	4.613.780	3.249.626	70,4
SC	906.540	396.630	43,8	3.113.769	2.438.160	78,3
GO	2.066.405	1.358.909	65,8	2.933.441	2.313.472	78,9
SP	1.913.499	1.860.143	97,2	1.692.068	2.558.581	151,2

Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados IBGE (2018a) e IBGE (2018c)

Outro dado de extrema importância sobre a produção de leite no Brasil diz respeito à sazonalidade, marcadamente influente na captação formal de leite por parte das

indústrias. Este fator interfere nos preços, estocagem e custos operacionais ligados à produção e à logística (WILKINSON, 2008).

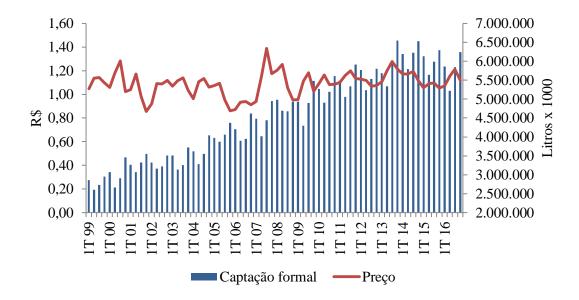
A sazonalidade é relevante ao se observarem períodos de maior e menor captação, os chamados períodos de safra e entressafra, que ocorrem, em especial, nos sistemas menos tecnificados e com predominância de gado a pasto. Tal fato pode ser explicado por uma menor oferta de forragens nos períodos de entressafra e pelo aumento nos custos com alimentação volumosa e concentrada (ALVES; SOUZA; ERVILHA, 2014).

Ao se comparar a sazonalidade no Brasil com países como EUA, Reino Unido e Argentina, a sazonalidade no Brasil ficou em torno de 20,3%, ou seja, corresponde à diferença entre a produção entre o período de safra e entressafra. Já em países como EUA e Reino Unido, com predominância por sistemas confinados, a sazonalidade foi de 11,0% e 19,1%, respectivamente. Com relação à Argentina, com sistema extensivo predominante, a sazonalidade foi de 27,5% (MORAES, 2013).

Logo, para o Brasil, considerando-se o período entre 1999 e 2016, foram observadas variações na captação formal de leite, sendo maiores no primeiro e no quarto trimestre de cada ano e menores no terceiro e quarto trimestres (safra e entressafra), respectivamente.

Observa-se também que o preço do leite sofre uma forte influência destas variações, ao demonstrar forte relação entre a maior captação no período de safra e menor preço praticado, contra a menor captação no período de entressafra e maior precificação do leite pago aos produtores (MEDEIROS; MORAES; BENDER FILHO, 2017).

Logo, deduz-se que o preço do leite tem forte influência no volume de captação no curto prazo, principalmente ao se observar a variação dos preços ao longo dos trimestres durante os anos levantados, como demonstrado na **Figura 11**.



**Figura 11.** Média trimestral captação formal (x 1000) x média trimestral preço pago ao produtor (R\$) – 1999/2016

Fonte: Elaborado pelo autor com base em SCOT CONSULTORIA (2017) e IBGE (2018c)

#### 2.5. Construção teórica do modelo

Para a análise dos dados levantados para o trabalho, faz-se necessário o entendimento de alguns termos sobre microeconomia, relevantes para o entendimento do processo utilizado.

Sobre a decisão de uma empresa de produzir, devem ser considerados dois fatores primordiais, a maximização dos lucros e a minimização dos custos (PINDYCK; RUBINFELD, 2013) e (VARIAN, 2015):

A eficiência do processo produtivo está diretamente relacionada ao melhor uso dos fatores de produção, podendo estar o processo de produção relacionado à mão de obra, ao capital, à terra, ou mesmo às matérias primas envolvidas na atividade (SALGADO, 2013) e (VASCONCELLOS, 2015).

Logo, se faz necessário o entendimento dos fatores de produção, necessários durante o processo produtivo, que transforma os insumos em produtos. Por insumos entende-se:

- 1. Capital (instalações, benfeitorias, estoques);
- 2. Terra;
- 3. Trabalho (mão de obra, especializada ou não);
- **4.** Matéria prima (todo o material adquirido para a produção de um bem (produto final).

A relação entre o processo produtivo e os insumos necessários para a produção é denominada de função de produção, assim representada na **Equação 1**:

$$Q = F(K,L)$$
 Eq. (1)

Tal função demonstra o máximo produto produzido (Q), a partir da combinação de seus insumos, representados acima pelo capital (K) e pelo trabalho (L) (PINDYCK; RUBINFELD, 2013).

Vale salientar que mudanças como o desenvolvimento tecnológico, são premissas que permitem o uso mais eficiente dos insumos, como a mão de obra envolvida no processo, ou mesmo o capital investido para a produção de um bem (PINDYCK; RUBINFELD, 2013).

Além de considerar os custos, o resultado econômico da atividade produtiva a ser considerado é o lucro  $(\pi)$ . Por lucro se entende a diferença entre a receita total (RT) e o custo total (CT). Por receita (R), entende-se a multiplicação do preço do produto (P), pela quantidade q vendida: R = Pq. O mesmo vale para o custo (C), C = Pq. Assim, a equação de lucro pode ser definida na **Equação 2**:

$$\pi(q) = R(q) - C(q)$$
 Eq. (2)

Por custo total (*CT*) entendem-se os gastos com fatores de produção, sendo que estes são divididos em custos fixos (*CF*) e custos variáveis (*CV*). Ver **Equação 3**:

$$CT = CF + CV$$
 Eq. (3)

Os custos fixos não variam com a produção, diferentemente dos custos variáveis, como mão de obra e matéria prima, que aumentam quando a produção cresce (PINDYCK; RUBINFELD, 2013). Outra forma de se analisar mais detalhadamente o custo de produção, pode ser determinada pela **Equação 4**:

$$CT = W_1 x_1 + W_2 X_2 + ... + W_n X_n + CF$$
 Eq. (4)

Onde  $W_1$ ,  $W_2$  e  $W_n$  indicam o preço do insumo e o  $X_1$ ,  $X_2$  e  $X_n$  indicam a quantidade do mesmo insumo (ASSIS, 2012; VASCONCELLOS, 2015).

### 2.5.1. Fatores de produção ligados à atividade leiteira

Fatores de produção interferem diretamente no resultado econômico da atividade leiteira (LOPES; CAMPOS; ROMEU, 2006). Assim, para Serafim; Rojo (2016),

controlar os custos inerentes à produção de leite são importantes para alcançar melhor índices de lucratividade na atividade.

Os custos, levando-se em conta os custos fixos (depreciação de máquinas e animais, custos com mão de obra familiar, impostos, etc) e os custos variáveis (alimentação animal, mão de obra contratada e sanidade) são citados por diversos autores (ARÊDES et al., 2006; RESENDE, 2010; DIEL et al., 2012) ao se tentar explicar a produção de leite e os desafios do setor no Brasil.

A produção de leite deve levar em consideração os custos inerentes à atividade, os níveis tecnológicos e o volume de produção das propriedades, compreendendo o impacto das variáveis sobre a rentabilidade do setor (LOPES; SANTOS, 2012).

Fatores ligados à terra, à produtividade animal e o trabalho são os principais fatores relacionados com maior lucratividade na atividade leiteira (CAMILO NETO et al., 2012; VILELA et al., 2017).

Outro ponto tocante, no que diz respeito à produção de leite, é o ganho de escala e consequentemente melhor controle dos custos inerentes à atividade. Assim, ganhos em níveis de produção podem estar relacionados às melhorias dos níveis tecnológicos das propriedades (LOPES; SANTOS; CARVALHO, 2011; LOPES; SANTOS, 2012).

Assim sendo, investimentos na produção representaram o principal fator considerado por Marion Filho; Fagundes; Schumacher (2011), que identificaram aumento na produtividade dos animais, maior especialização e concentração da produção de leite em microrregiões do Rio Grande do Sul entre os anos de 1990 e 2009.

Como consequência, com o aumento da produção, aumenta-se a competitividade no setor e, por conseguinte são necessários maiores controles gerenciais e organizacionais, para se alcançar maior eficiência dos sistemas e melhor gerenciamento de custos (ASSIS, 2012). A **Tabela 8** apresenta a síntese de algumas publicações em ordem cronológica, pontuando objetivos, metodologia aplicada e resultados obtidos.

Tabela 8: Trabalhos sobre leite no Brasil

Autores	Objetivos	Metodologia	Resultados
FERREIRA	Verificar a relação	Função indireta de	A oferta do leite é
JUNIOR;	entre insumos e a	lucro através da	elástica em relação
TEIXEIRA (2004)	produção (carne e	função translog	ao preço, inelástica
	leite) e o impacto das		em relação ao preço
	variações mensais de		dos combustíveis e
	preços		elástica em relação
			ao preço do trabalho.
LOPES et al. (2010)	Estudar a	Análise qualitativa	O tipo de mão de
	rentabilidade da	da influência dos	obra influenciou no
	atividade leiteira em	tipos de mão de obra	custo total da
	Lavras – MG,	(familiar, mista e	atividade,
	analisando a	contratada) sobre os	consequentemente
	influência do tipo de	custos de produção	alterando
	mão de obra na		lucratividade e
GD LG LGTTTT	atividade	3.5.1.1	rentabilidade
GRAGAGNOLO et	Medir a elasticidade	Modelo estimado	Gastos com
al. (2011)	preço direta e	pela função custo	alimentação
	cruzada da demanda	total translog e três	corresponderam a
	e a elasticidade	equações auxiliares	36,59% dos custos
	cruzada de Allen e	de parcela de custos	totais médios e mão
	Morishima com		de obra a 22,59%.
	relação a outros		Elasticidade preço é
	fatores de produção em Minas Gerais		mais sensível à
NASCIEMNTO et	Identificar a	MOO	variável alimentação
al. (2011)	influência de	MQO	Impactos diferentes das variáveis
ai. (2011)	variáveis sobre		levando-se em conta
	diferentes perfis de		diferentes perfis
	produção de leite em		produtivos. Gastos
	Minas Gerais		com insumos foram
	Tillius Coluis		variáveis mais
			elásticas.
ALVES; SOUSA;	Identificar variações	Análise de dados e	A previsão é
ERVILHA (2014)	sazonais nos preços	previsão de modelo	importante como
` '	recebidos por	utilizando-se método	norteadora de
	produtores nos	X-12 ARIMA	estratégias para o
	períodos de safra e		setor, levando-se em
	entressafra em Minas		conta variações nos
	Gerais		preços nos períodos
			de safra e entressafra
SILVA; CAMARA;	Caracterizar as	Análise exploratória	Existe diferenças
TELLES (2016)	regiões produtoras de	de dados espaciais	entre as regiões
	leite no estado do	(AEDE) a partir de	produtoras no
	Paraná	dados como	Paraná, divididas em
		produtividade, PIB,	áreas de baixa
		VBP e índice de	produtividade e nível
		desenvolvimento	tecnológico x alta
			produtividade e
Eastar Elaborado nola			níveis tecnológicos

Fonte: Elaborado pelo autor

#### 3. MATERIAIS E MÉTODOS

O estudo consiste na mensuração de modelos de cointegração, captando as elasticidades das variáveis, no longo e no curto prazo. O período considerado para a obtenção dos dados foi entre 1999 e 2016, sendo o levantamento trimestral. Assim, as variáveis podem ser observadas segundo a **Tabela 9**. Para as análises dos modelos, foi utilizado o pacote econométrico GRETL (*GNU Regression, Econometrics and Timeseries Library*).

Tabela 9: Variáveis consideradas para o trabalho

Variável	Fonte
Captação formal de leite – MG, PR, RS, SC,	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
GO e SP Paulo <sup>4</sup> (litros)	Aplicada (IBGE, 2018c)
PIB real - índice encadeado (média 1995 =	Instituto de Economia Aplicada (IPEADATA,
100), com referência 2010) entre os anos de	2018b)
1999 e 2016 (R\$)	
Produtividade - (litros/ animal/ ano)	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
	Aplicada (IBGE, 2018a,c)
Preço do leite pago aos produtores (R\$)	Scot Consultoria (2017)
Importação de leite em pó (NCM 0402) <sup>5</sup> (Kg)	Ministério da Indústria, Comércio Exterior e
	Serviços (MDIC, 2017)
Relação de troca (variável proxy) - litros de	Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2017) e
leite necessários para a aquisição de um saco	Scot Consultoria (2017)
de 40 kg de ração (valor padronizado),	
levando-se em conta preços relativos à série	
histórica do kg da ração para o estado de São	
Paulo <sup>6</sup>	
Salário mínimo (RS) – nacional e paulista	Departamento Intersindical de Estatística e
	estudos Socioeconômicos (DIEESE, 2017)
Sazonalidade (variável dummy)	GUJARATI; PORTER (2012)

Fonte: Elaborado pelo autor

Os valores econômicos nominais das variáveis foram convertidos em valores reais, utilizando-se do IGP-M para dezembro de 2016. Com relação à variável produtividade trimestral, o valor foi obtido a partir da produção trimestral e do rebanho médio trimestral. Para se chegar à variável relação de troca, foram usados os preços pagos aos produtores, para cada estado, através da **Equação 5**:

$$y = \frac{dx * 40}{dp}$$
 Eq. (5)

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> Santa Catarina não foi incluída no modelo por insuficiência de dados relativos à série de preços pagos aos produtores.

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Entra no código NCM 0402 o leite condensado.

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Valores deflacionados pelo IGP-M para dezembro de 2016.

Onde y representa o valor da relação de troca para cada estado, dx o preço da ração em São Paulo e dp o preço do leite pago, considerando-se cada estado analisado. O valor numérico 40 representa o peso do saco de ração considerado.

Para os modelos estaduais, foi considerado o modelo de mínimos quadrados ordinários (*MQO*), tendo sido rodados modelos de longo e curto prazo. Os dois modelos utilizaram variáveis defasadas. Para a escolha de quais variáveis deveriam permanecer no modelo, foram comparados vários modelos, com diferentes defasagens, optando-se pelos modelos que apresentaram menores valores para os critérios de Akaike (AIC), Hannan-Quinn (BIC) e Schwarz (SC) (DÍAZ, 2011; GUJARATI; PORTER, 2012).

Utilizou-se do modelo *ln-ln*, com o intuito de se mensurar as elasticidades no longo prazo, sendo *Captação* (*Cap*.) a variável dependente e, *PIB real* (*PIB*), *Produtividade* (*Produt*.), *Preço* (*Pr*.), *Importação* (*Imp*.), *Relação de troca* (*Rel*.), *Salário* (*Sal*.), além das *dummies* sazonais *D2tri*, *D3tri* e *D4tri*, as variáveis explicativas e  $u_i$  o termo de erro estocástico.

As variáveis utilizadas no modelo foram escolhidas utilizando-se a teoria econômica em modelos de concorrência perfeita, no qual existem muitos produtores e consumidores no setor de leite brasileiro, onde os preços são definidos pelo mercado e inexistem barreiras de entrada (VARIAN, 2015).

Para a análise também foram consideradas as variáveis *dummies* trimestrais, ou seja, variáveis qualitativas, a fim de se verificar a influência do tempo (época do ano) sobre a variável dependente (GUJARATI; PORTER, 2012).

Definido o modelo, foi realizado o teste *KPSS* para a confirmação dos modelos quanto à estacionariedade das séries. Para o teste, a hipótese nula  $H_0$  prediz que os modelos são estacionários. Como critério de avaliação, valores estatísticos menores que o valor crítico ao nível de 1,0% corroboram com a hipótese nula (KWIATKOWSKI et al., 1992), ver **Tabela 10**.

**Tabela 10:** Valores críticos para o teste KPSS

Teste/ Nível de Significância	10,0%	5,0%	1,0%
Constante e tendência (longo prazo)	0,119	0,146	0,216
Constante (curto prazo)	0,347	0,463	0,739

Fonte: Elaborado pelo autor com base em KWIATKOWSKI et al. (1992)

Para se avaliarem os modelos quanto à heterocedasticidade das séries, foi utilizado o teste de *White*. Para o teste, a hipótese nula  $H_0$  é de que não há heteroscedasticidade, ou

seja, levando-se em conta o tamanho da amostra (n), que corresponde aos períodos, tem seu valor multiplicado pelo  $R^2$  da regressão auxiliar  $(n \times R^2)$ . O valor então, é comparado ao qui-quadrado com graus de liberdade iguais aos números de regressores da equação, excluindo-se o termo constante (Const.) da regressão auxiliar (GUJARATI; PORTER, 2012).

Já para a avaliação dos modelos auto regressivos quanto à autocorrelação dos resíduos, foi utilizado o teste de *Durbin-Watson*. Para o teste, a hipótese nula  $H_0$  é de que não há autocorrelação. Assim, após rodar o modelo, gera-se um valor estatístico, que é testado frente à estatística d de *Durbin-Watson* (GUJARATI; PORTER, 2012). Os dados podem ser vistos na **Tabela 11**.

**Tabela 11:** Regras de decisão para o Teste *d* de *Durbin-Watson (DW)* 

Hipótese nula	Decisão	Se
Não há autocorrelação +	Rejeitar	$0 < d < d_l$
Não há autocorrelação +	Sem decisão	$d_l \leq d \leq d_u$
Não há autocorrelação -	Rejeitar	$4 - d_l < d < 4$
Não há autocorrelação -	Sem decisão	$4-d_u \leq d \leq 4-d_l$
Nenhuma correlação, + ou -	Não rejeitar	$d_u < d < 4 - d_u$

Fonte: GUJARATI; PORTER (2012)

Ainda sobre o teste de *Durbin-Watson*, quando da ocorrência de valor *d* dentro da zona de indecisão, pode-se realizar mais uma etapa, o chamado teste *d* modificado, dado o nível de significância α (GUJARATI; PORTER, 2012), que consiste em:

- 1.  $H_0 = 0$  versus  $\rho > 0$ . Rejeitar  $H_0$  se ao nível de  $\alpha$  se  $d < d_u$ . Assim, há evidência de autocorrelação positiva estatisticamente significativa.
- 2.  $H_0 = 0$  versus  $\rho < 0$ . Rejeitar  $H_0$  se ao nível de  $\alpha$  se  $4 d < d_u$ . Assim, há evidência de autocorrelação negativa estatisticamente significativa.
- 3.  $H_0 = 0$  versus  $\rho \neq 0$ . Rejeitar  $H_0$  se ao nível de  $\alpha$  se  $d < d_u$  ou  $4 d < d_u$ . Assim, há evidência de autocorrelação estatisticamente significativa, positiva ou negativa.

O próximo passo é obter os coeficientes para curto prazo. Para tanto, ao se tratar de uma série temporal, é necessário tratá-la como uma série estacionária, ou seja, quando a média e a variância não variam ao longo do tempo (GUJARATI; PORTER, 2012).

Assim, foi realizado um procedimento de autoregressão (defasagem) para as variáveis analisadas, ou seja, partindo-se do pressuposto que tanto a variável  $Y_t$  quanto as variáveis  $X_t$ , além do erro  $u_t$  possam não ser estacionários e o erro  $u_t$  pode apresentar autocorrelação (GUJARATI; PORTER, 2012).

Nos modelos de curto prazo, as elasticidades foram mensuradas, utilizando-se as diferenças logarítmicas e acrescentando-se o resíduo (*uhat*) de uma defasagem do modelo de longo prazo ( $\mu_{t-1}$ ) (GUJARATI; PORTER, 2012).

Os testes (*KPSS*, *White* e *Durbin-Watson*) foram também realizados para as séries de curto prazo. Por fim, quanto ao teste de cointegração, o mesmo leva em consideração o fato de que as séries temporais podem não ser estacionárias, no entanto, ainda pode haver equilíbrio de longo prazo entre elas (SILVEIRA; MATTOS; KONRATH, 2016). Assim, existem algumas etapas e testes exigidos pelo modelo de cointegração:

- A primeira condição é a de que todas as variáveis estejam na mesma ordem de integração, onde o uso de diferenças é necessário para tornar a série estacionária (GUJARATI; PORTER, 2012). Para averiguar a estacionariedade da série utilizase do teste KPSS (KWIATKOWSKI et al., 1992).
- Posteriormente, avalia-se a estacionariedade dos resíduos do modelo de longo prazo, utilizando-se do teste de *Engle-Granger* (**Tabela 12**) e, se necessário, do teste *KPSS*, haja vista possuir maior poder de explicação que o teste de *Engle-Granger* (BUENO, 2011).

Tabela 12: Tabela de valores críticos para Teste de Engle-Granger

Níveis de significância	1,0%	5,0%	10,0%
Tabela II (ADF)	-3,77	-3,17	-2,84
Tabela III (ADF)	-3,73	-3,17	-2,91

Fonte: Elaborado pelo autor com base em ENGLE; GRANGER (1987)

Ainda para o teste, a hipótese nula  $H_0$  prediz a presença de raiz unitária, ou seja, da não estacionariedade da série. A estatística calculada, possuindo valores mais negativos que o valor crítico a 1,0% da tabela acima, demonstra estacionariedade da série, ou seja, rejeitando-se a hipótese nula.

Para a avaliação dos dados em painel, foi rodado o modelo de mínimos quadrados, com variável *dummy* para efeitos fixos (*MQVD*). O termo "efeito fixo" diz respeito ao fato de que, mesmo que o intercepto varie entre os estados, o intercepto para cada um deles não varia com o tempo (GUJARATI; PORTER, 2012).

Para os dados em painel, também foram realizados testes para a confirmação do modelo, sendo o teste *KPSS* (KWIATKOWSKI et al., 1992), o teste *Durbin-Watson* (GUJARATI; PORTER, 2012) e o teste de *Engle-Granger* (ENGLE; GRANGER, 1987; BUENO, 2011; GUJARATI; PORTER, 2102).

Por fim, para o trabalho, levantaram-se algumas hipóteses, baseando-se na teoria econômica das elasticidades da oferta e da renda (PINDYCK; RUBINFELD, 2013). Assim, buscou-se observar as seguintes características, como pode ser observado na **Tabela 13**.

Tabela 13: Hipóteses com relação às elasticidades das variáveis avaliadas pelo modelo estatístico

Variável	Elasticidade	Fonte
PIB real	>0	Pindyck; Rubinfeld, 2013
Produtividade	>0	Slack; Brandon-Jones; Johnston, 2018
Preço	>0	Pindyck; Rubinfeld, 2013
Importação	<0	Carvalho; Silva, 2017
Relação de troca	<0	Alves et. al, 2003; Pindyck; Rubinfeld,
		2013
Salário	<0	Gonzaga; Corseuil, 2001;

Fonte: Elaborado pelo autor

## 4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente foram realizadas análises dos dados referentes à captação formal de leite, PIB real, produtividade, preço do leite pago aos produtores, importação nacional de leite em pó, relação de troca e salários mínimos nacional e paulista entre 1999 e 2016 para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo e entre 2002 e 2016 para o estado de Santa Catarina.

Posteriormente, apresentam-se os modelos econométricos contemplando a captação individual nos estados analisados. Finaliza-se com a análise com o modelo de dados em painel.

# 4.1. Análise descritiva das variáveis consideradas para os seis principais estados produtores de leite

Como primeira análise, levantaram-se as estatísticas descritivas (média, mediana, desvio padrão e valores mínimo e máximo) para captação formal, PIB real, produtividade, preço do leite pago aos produtores, importação de leite em pó, relação de troca e salário mínimo. Foram considerados os dados trimestrais entre 1999 e 2016 para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo. Já para Santa Catarina o período analisado foi entre 2002 e 2016.

Os valores com relação ao PIB real e para a importação de leite em pó são iguais para todos os estados, uma vez que foram considerados dados nacionais para o delineamento do modelo. Já com relação ao salário mínimo, os valores são distintos somente para o estado de São Paulo, devido a diferença entre o salário mínimo nacional e o salário mínimo paulista. As informações podem ser observadas na **Tabela 14**.

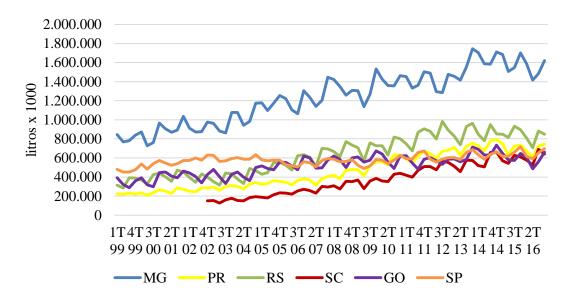
**Tabela 14:** Análises estatísticas descritivas para Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e São Paulo

	álises/ riáveis	Captação (x1000)	PIB real (R\$ x 10 <sup>6</sup> )	Produtiv.	Preço (R\$)	Import. (x 1000)	Rel. de troca	Salário (R\$)
	Média	1.240.000	1.320.000	1.493,0	1,130	19.400.000	55,7	698,0
	Mediana	1.260.000	1.270.000	1.480,0	1,130	16.800.000	54,9	688,0
MG	D.P.	280.000	268.000	115,0	0,113	13.900.000	8,53	140,0
Mín.	728.000	927.000	1.300,0	0,869	3.280.000	41,2	477,0	
	Máx.	1.740.000	1.800.000	1.800,0	1,500	75.000.000	77,1	932,0
	Média	459.000	1.320.000	2.100,0	1,090	19.400.000	57,5	698,0
	Mediana	395.000	1.270.000	2.010,0	1,100	16.800.000	56,0	688,0
PR	D.P.	187.000	268.000	416,0	0,114	13.900.000	9,21	140,0
	Mín.	207.000	927.000	1.530,0	0,816	3.280.000	43,5	477,0
	Máx.	796.000	1.800.000	2.920,0	1,440	75.000.000	82,8	932,0
	Média	626.000	1.320.000	2.310,0	1,070	19.400.000	58,8	698,0
	Mediana	631.000	1.270.000	2.240,0	1,080	16.800.000	58,4	688,0
RS	D.P.	206.000	268.000	441,0	0,096	13.900.000	8,70	140,0
	Mín.	284.000	927.000	1.740,0	0,857	3.280.000	45,0	477,0
	Máx.	983.000	1.800.000	3.160,0	1,310	75.000.000	86,4	932,0
	Média	381.000	1.390.000	2.390,0	1,050	16.000.000	60,9	737,0
	Mediana	359.000	1.420.000	2.380,0	1,070	13.200.000	60,1	760,0
SC	D.P.	165.000	264.000	234,0	0,103	10.600.000	10,2	132,0
	Mín.	127.000	927.000	1.950,0	0,828	3.280.000	43,9	477,0
	Máx.	692.000	1.800.000	2.790,0	1,250	52.400.000	85,7	932,0
	Média	518.000	1.320.000	1.210,0	1,100	19.400.000	57,3	698,0
	Mediana	540.000	1.270.000	1.160,0	1,110	16.800.000	57,4	688,0
GO	D.P.	107.000	268.000	109,0	0,123	13.900.000	9,08	140,0
	Mín.	287.000	927.000	1.060,0	0,783	3.280.000	42,9	477,0
	Máx.	734.000	1.800.000	1.390,0	1,480	75.000.000	79,4	932,0
	Média	580.000	1.320.000	1.130,0	1,160	19.400.000	54,3	750,0
	Mediana	580.000	1.270.000	1.090,0	1,160	16.800.000	53,9	766,0
SP	D.P.	55.300	268.000	127,0	0,107	13.900.000	8,28	188,0
	Mín.	452.000	927.000	1.020,0	0,868	3.280.000	41,1	477,0
	Máx.	716.000	1.800.000	1.460,0	1,500	75.000.000	75,6	1.070,0

Fonte: Elaborado pelo autor

Com relação à captação formal de leite (x1000 litros), a análise dos dados foi trimestral, considerando-se os anos entre 1999 e 2016 para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo. Para o estado de Santa Catarina, o período foi entre o quarto trimestre de 2002 e o quarto trimestre de 2016 (IBGE, 2018a,c).

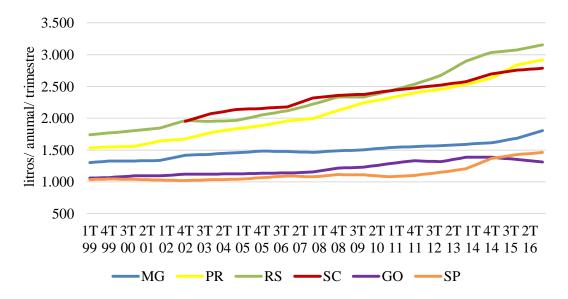
É importante observar a influência da sazonalidade, que implica na diferença entre a captação de leite ao longo dos trimestres, apresentando altas (safra) e baixas (entressafra) para todos os estados. Os dados podem ser observados na **Figura 12**.



**Figura 12:** Evolução da captação formal de leite para os seis principais estados produtores entre 1999 e 2016

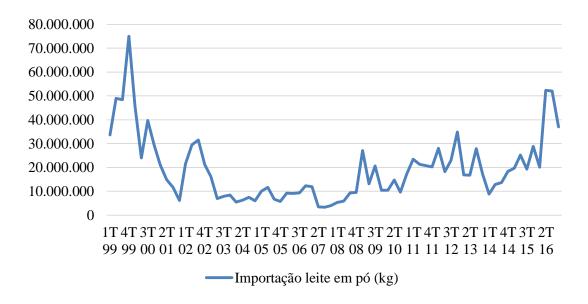
Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados IBGE (2018a) e IBGE (2018c)

Para a variável produtividade (litros/ animal/ trimestre), é possível observar que os estados se dividem em dois blocos: alta produtividade (Santa Catarina, Rio Grande do Sul e o Paraná) e baixa produtividade (Minas Gerais, Goiás e São Paulo) (IBGE, 2018a), ver **Figura 13**.



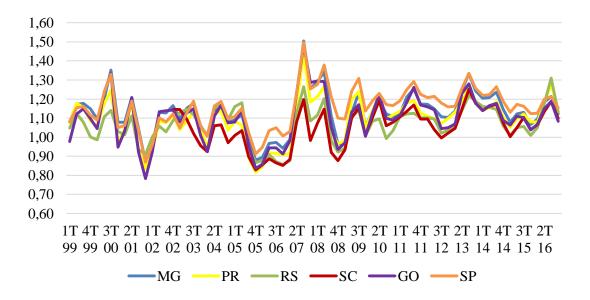
**Figura 13:** Evolução da produtividade para os principais estados produtores entre 1999 e 2016 Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados IBGE (2018a)

Para importação de leite em pó (kg), os dados utilizados para todos os estados foram referentes à importação nacional (MDIC, 2017). Os dados podem ser observados na **Figura 14**.



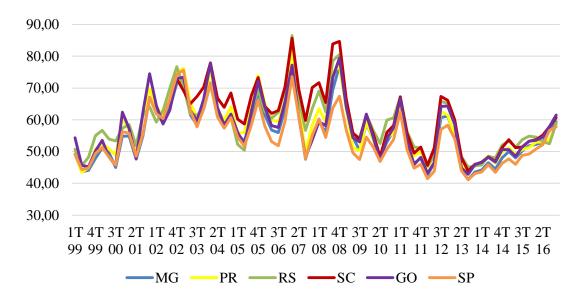
**Figura 14:** Evolução da importação nacional de leite em pó (kg) entre os anos de 1999 e 2016 Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados MDIC (2017)

Com relação ao preço do leite pago aos produtores, observa-se um comportamento muito parecido para os estados analisados, com as curvas seguindo mesmo padrão nos períodos de melhor e pior conjuntura entre 1999 e 2016, ver **Figura 15**.



**Figura 15:** Evolução dos preços de leite (R\$) entre 1999 e 2016 Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados SCOT CONSULTORIA (2017)

Levando-se em conta a variável relação de troca, as curvas para os estados seguem um padrão similar ao longo do período analisado. Tal fato pode ser explicado por ter sido utilizado o preço da ração para o estado de São Paulo para todos os estados e as curvas relativas ao preço do leite para cada um deles ter tido o mesmo comportamento sazonal, ver **Figura 16**.



**Figura 16:** Evolução da relação de troca entre 1999 e 2016 Fonte: Elaborado pelo autor com base em dados IEA (2017) e SCOT CONSULTORIA (2017)

Por fim, avaliando-se a evolução do PIB real brasileiro (x1000) entre os anos de 1999 e 2016, observa-se uma linha de tendência ascendente, propiciando para a população um maior acesso aos produtos e serviços.

O PIB real (R\$<sup>7</sup>) passou por crescimento principalmente entre os anos de 2002 e 2014, fator que contribuiu para um aumento na renda da população e elevando o consumo de bens e serviços, em particular no consumo de leite e derivados. Os dados referentes à variação no PIB real brasileiro entre 1999 e 2016 pode ser visto na **Figura 17**.



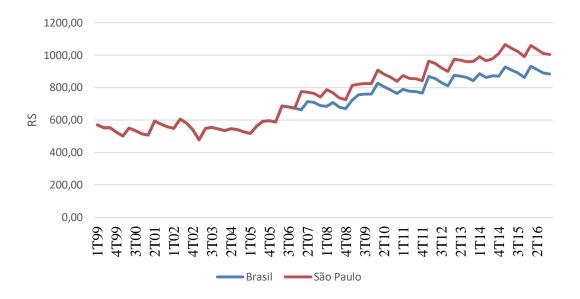
Figura 17: Evolução trimestral do PIB real brasileiro entre 1999 e 2016

-

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Deflacionado pelo IGP-M para dezembro de 2016.

Fonte: elaborado pelo autor com base em IPEADATA (2018)

Já com relação aos salários pagos (R\$8), a evolução os dados nacional e paulista pode ser observada na **Figura 18**. É interessante observar que até o terceiro trimestre de 2006 os valores eram os mesmos, sendo que após este período houve uma diferenciação entre o valor do salário mínimo paulista e do salário mínimo nacional.



**Figura 18**: Evolução do salário mínimo brasileiro e paulista entre 1999 e 2016 Fonte: elaborado pelo autor com base em DIEESE (2017)

# 4.2. Análises econométricas para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e São Paulo

Neste tópico, apresentam-se inicialmente os modelos de longo e curto prazo para cada estado e os respectivos valores dos coeficientes. Os resultados dos testes *KPSS*, teste de *White*, teste de *Durbin-Watson* e teste de *Engle-Granger* serão apresentados posteriormente.

Com relação às avaliações estatísticas, foram apresentados os resultados dos coeficientes, significância e o intervalo de confiança abrangendo modelos de longo e curto prazo para cada um dos estados.

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Deflacionado pelo IGP-M para dezembro de 2016.

Dentre vários modelos estatísticos rodados, considerou-se diferentes defasagens para as variáveis, sendo que os modelos escolhidos foram os que apresentaram menores valores de Akaike (AIC), Schawrz (BIC) e Hannan-Quin (HQC).

Assim, têm-se a Equação 6 para o longo prazo e a Equação 7 para o curto prazo para o estado de Minas Gerais<sup>9</sup>:

$$ln(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}ln(PIB)_{t} + \beta_{2}ln(Produt.)_{t-1} + \beta_{3}ln(Pr.)_{t-1} + \beta_{4}ln(Imp.)_{t-2} + \beta_{5}ln(Rel.)_{t} + \beta_{6}ln(Sal.)_{t-2} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t}$$
 Eq. (6)  
e  

$$\Delta(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}\Delta(PIB)_{t} + \beta_{2}\Delta(Produt.)_{t-1} + \beta_{3}\Delta(Pr.)_{t-1} + \beta_{4}\Delta(Imp.)_{t-2} + \beta_{5}\Delta(Rel.)_{t} + \beta_{6}\Delta(Sal.)_{t-2} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
 Eq. (7)

Ainda para o estado, os coeficientes de maior elasticidade no longo prazo: foram produtividade à primeira defasagem (1,327), PIB real (0,548), preço à primeira defasagem (0,165) e o terceiro trimestre (-0,129). Já para o curto prazo, os coeficientes de maior elasticidade foram: o resíduo (0,353), preço do leite pago aos produtores à primeira defasagem (0,337), o salário mínimo à segunda defasagem (0,308) e o quarto trimestre (0,114).

Foi possível também, avaliar que, pelo parâmetro R<sup>2</sup> ajustado o modelo foi suficiente para explicar 95,6% das variações na captação de leite para o estado no longo prazo e, 88,5% no curto prazo. Os dados podem ser conferidos na Tabela 15.

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> O modelo escolhido foi aquele que apresentou menores valores de AIC, BIC e HQC. Para o estado de Minas Gerais, o melhor modelo teve as variáveis defasadas para: produtividade (uma defasagem), preço (uma defasagem), importação (duas defasagens) e salário (duas defasagens). O mesmo procedimento foi realizado para a escolha dos modelos para os demais estados e para os dados em painel.

**Tabela 15:** Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( $l\_captação$ ) e curto prazo ( $d\_l\_captação$ ) para o estado de Minas Gerais

Variáveis/	Longo	prazo	Curto	o prazo
Períodos	Coeficiente	Int. confiança	Coeficiente	Int. confiança
Const.	-2,403	(-6,371, 1,566)	0,005	(-0,017, 0,027)
PIB real	0,548 <sup>a</sup>	(0,281, 0,887)	0,006	(-0,340, 0,352)
Produtividade_1	1,327ª	(0,922, 1,732)	0,326	(-1,452, 2,104)
Preço_1	$0,165^{a}$	(0,043,0,288)	$0,337^{a}$	(0,221, 0,452)
Importação_2	$-0.087^{a}$	(-0,102, -0,072)	$-0.028^{a}$	(-0,042, -0,014)
Rel. de troca	-0,041	(-0,151, 0,070)	-0,064	(-0,151, 0,023)
Salário_2	0,024	(-0,331, 0,379)	$0,308^{a}$	(0,136, 0,481)
D2tri	-0,123 <sup>a</sup>	(-0,154, -0,092)	$-0.097^{a}$	(-0,129, -0,065)
D3tri	-0,129 <sup>a</sup>	(-0,161, -0,097)	-0,015	(-0,046, 0,016)
D4tri	0,022	(-0,055, 0,011)	0,114 <sup>a</sup>	(0,080,0,148)
uhat1			0,353 <sup>a</sup>	(0,160, 0,545)
$R^2$	0,9	961	0,	902
R <sup>2</sup> ajustado	0,956		0,885	
p-valor (F)	6,80e-44		1,14e-27	
AIC	-215,23		-269,56	
BIC	-192,75		-244,98	
HQC	-206,30		-259,81	

Fonte: Elaborado pelo autor

As equações para o estado do Paraná<sup>10</sup> de longo prazo (**Equação 8**) e curto prazo (**Equação 9**) foram:

$$ln(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}ln(PIB)_{t} + \beta_{2}ln(Produt.)_{t} + \beta_{3}ln(Pr.)_{t-1} + \beta_{4}ln(Imp.)_{t-1} + \beta_{5}ln(Rel.)_{t-1} + \beta_{6}ln(Sal.)_{t-1} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t}$$
 Eq. (8)
$$e$$

$$\Delta(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}\Delta(PIB)_{t} + \beta_{2}\Delta(Produt.)_{t} + \beta_{3}\Delta(Pr.)_{t-1} + \beta_{4}\Delta(Imp.)_{t-1} + \beta_{5}\Delta(Rel.)_{t-1} + \beta_{6}\Delta(Sal.)_{t-1} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
 Eq. (9)

Os coeficientes de maior elasticidade para o estado no longo prazo foram: a constante (-10,822), produtividade (1,393), PIB real (1,132) e salário mínimo à primeira defasagem (-0,420). Já para o curto prazo, os coeficientes de maior elasticidade foram: o resíduo (0,351) e preço do leite pago aos produtores à primeira defasagem (0,332) e o terceiro trimestre (0,123).

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> significância em 1,0%

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup> significância em 5,0%

<sup>&</sup>lt;sup>c</sup> significância em 10,0%

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> Assim como para o estado de Minas Gerais, estes foram os melhores modelos, baseados nos critérios utilizados. Para o estado, houve variáveis defasadas para: preço (uma defasagem), importação (uma defasagem), relação de troca (uma defasagem) e salário (uma defasagem).

Foi possível também avaliar o parâmetro  $R^2$  ajustado, tendo sido o modelo, suficiente para explicar 98,0% das variações na captação de leite para o estado no longo prazo, e 98,0% no curto prazo. Os dados podem ser vistos na **Tabela 16**.

**Tabela 16:** Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( $l\_captação$ ) e curto prazo ( $d\_l\_captação$ ) para o estado do Paraná

Vaniáraia	Lone	20 0000	Cyanto	
Variáveis/	•	go prazo		prazo
Períodos	Coeficiente	Int. confiança	Coeficiente	Int. confiança
Const.	-10,822 <sup>a</sup>	(-14,201, -7,444)	-0,002	(-0,031, 0,027)
PIB real	1,132 <sup>a</sup>	(0,744, 1,520)	0,164	(-0,205, 0,534)
Produtividade	1,393 <sup>a</sup>	(1,071, 1,716)	0,760	(-1,490, 3,006)
Preço_1	0,224 <sup>b</sup>	(0,044,0,404)	0,332 a	(0,175, 0,488)
Importação_1	-0,032 <sup>b</sup>	(-0,058, -0,005)	-0,001	(-0,024, 0,022)
Rel. de troca_1	0,123	(-0,070, 0,315)	0,034	(-0,067, 0,135)
Salário_1	-0,420 <sup>b</sup>	(-0,811, -0,028)	-0,094	(-0,261, 0,073)
D2tri	-0,142 <sup>a</sup>	(-0,184, -0,100)	-0,106 <sup>a</sup>	(-0,146, -0,066)
D3tri	-0,015	(-0,054, 0,023)	$0,123^{a}$	(0,080,0,167)
D4tri	-0,029°	(-0,062, 0,004)	0,020	(-0,018, 0,058)
uhat1			0,351 <sup>a</sup>	(0,204, 0,498)
$R^2$	0	,980	0,8	880
R <sup>2</sup> ajustado	0,980		0,859	
p-valor (F)	4,62e-53		1,63e-28	
AIC	-180,190		-248,280	
BIC	-157,563		-223,547	
HQC	-171,192		-238,456	

Fonte: Elaborado pelo autor

Para o modelo do estado do Rio Grande do Sul<sup>11</sup>, as equações de longo prazo (**Equação 10**) e curto prazo (**Equação 11**) foram:

$$ln(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}ln(PIB)_{t} + \beta_{2}ln(Produt.)_{t} + \beta_{3}ln(Pr.)_{t-1} + \beta_{4}ln(Imp.)_{t-1} + \beta_{5}ln(Rel.)_{t-1} + \beta_{6}ln(Sal.)_{t} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t}$$
 Eq. (10) e
$$\Delta(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}\Delta(PIB)_{t} + \beta_{2}\Delta(Produt.)_{t} + \beta_{3}\Delta(Pr.)_{t-1} + \beta_{4}\Delta(Imp.)_{t-1} + \beta_{5}\Delta(Rel.)_{t-1} + \beta_{6}\Delta(Sal.)_{t} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
 Eq. (11)

Os coeficientes de maior elasticidade para o estado no longo prazo foram: a constante (-4,550), PIB real (0,967), o salário mínimo (0,655), o segundo trimestre (-

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> significância em 1,0%

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup> significância em 5,0%

c significância em 10,0%

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Defasagens: preço (uma defasagem), importação (uma defasagem), relação de troca (uma defasagem).

0,185) e relação de troca à primeira defasagem (0,159). Já para o curto prazo, os coeficientes de maior elasticidade foram: o terceiro trimestre (0,323) e o resíduo (0,286).

O modelo obtido, segundo o parâmetro  $R^2$  ajustado foi suficiente para explicar 94,8% das variações na captação de leite no longo prazo e 90,9% das variações no curto prazo. Os dados podem ser vistos na **Tabela 17**.

**Tabela 17:** Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( $l\_captação$ ) e curto prazo ( $d\_l\_captação$ ) para o estado do Rio Grande do Sul

Variáveis/	Longo	prazo	Curto	prazo
Períodos	Coeficiente	Int. confiança	Coeficiente	Int. confiança
Const.	-4,550 <sup>a</sup>	(-7,743, -1,358)	$-0.069^{a}$	(-0,114, -0,024)
PIB real	0,967ª	(0,592, 1,343)	-0,131	(-0,625, 0,363)
Produtividade	0,058	(-0,229, 0,346)	-0,409	(-2,416, 1,598)
Preço_1	0,080	(-0,111, 0,272)	0,0260	(-0,166, 0,218)
Importação_1	$-0.068^{a}$	(-0,093, -0,044)	-0,026 <sup>c</sup>	(-0,055, 0,002)
Rel. de troca_1	0,159 <sup>c</sup>	(-0,020, 0,338)	-0,115	(-0,263, 0,032)
Salário	0,655a	(0,257, 1,052)	0,191	(-0,042, 0,423)
D2tri	$-0,185^{a}$	(-0,241, -0,128)	$-0.047^{c}$	(-0,096, 0,002)
D3tri	0,066 <sup>a</sup>	(0,020, 0,112)	0,323 <sup>a</sup>	(0,267, 0,379)
D4tri	0,032	(-0,014, 0,078)	$0,060^{b}$	(0,011, 0,110)
uhat1			$0,286^{a}$	(0,102, 0,469)
$R^2$	0,9	955	0,9	922
R <sup>2</sup> ajustado	0,9	948	0,909	
p-valor (F)	3,62e-38		1,34e-28	
AIC	-148,789		-219,739	
BIC	-126,162		-195,005	
HQC	-139,791		-209,914	

Fonte: Elaborado pelo autor

As equações de longo prazo (**Equação 12**) e curto prazo (**Equação 13**) para o estado de Santa Catarina<sup>12</sup> foram:

$$ln(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}ln(PIB)_{t-1} + \beta_{2}ln(Produt.)_{t-1} + \beta_{3}ln(Pr.)_{t} + \beta_{4}ln(Imp.)_{t} + \beta_{5}ln(Rel.)_{t-1} + \beta_{6}ln(Sal.)_{t} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \mu_{t}$$
 Eq. (12) e
$$\Delta(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}\Delta(PIB)_{t-1} + \beta_{2}\Delta(Produt.)_{t-1} + \beta_{3}\Delta(Pr.)_{t} + \beta_{4}\Delta(Imp.)_{t} + \beta_{5}\Delta(Rel.)_{t-1} + \beta_{6}\Delta(Sal.)_{t} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + \mu_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
 Eq. (13)

Para o estado, os coeficientes de maior elasticidade no longo prazo foram: a constante (-20,797), a produtividade à primeira defasagem (1,458), o PIB real à primeira

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> significância em 1,0%

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup> significância em 5,0%

<sup>&</sup>lt;sup>c</sup> significância em 10,0%

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> Defasagens: PIB (uma defasagem), produtividade (uma defasagem), relação de troca (uma defasagem).

defasagem (1,325), o salário mínimo (0,345) e o preço do leite pago aos produtores (-0,194). Para o curto prazo, os coeficientes de maior elasticidade foram: produtividade à primeira defasagem (2,793), PIB real à primeira defasagem (0,871) e o terceiro trimestre (0,265).

Com relação ao parâmetro  $R^2$  ajustado foi suficiente para explicar 98,9% das variações na captação de leite no longo prazo e 89,0% das variações no curto prazo. Os dados podem ser vistos na **Tabela 18**.

**Tabela 18:** Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( $l\_captação$ ) e curto prazo ( $d\_l\_captação$ ) para o estado de Santa Catarina

Variáveis/	Lo	ngo prazo	Cur	to prazo	
Períodos	Coeficiente	Int. confiança	Coeficiente	Int. confiança	
Const.	-20,797 <sup>a</sup>	(-23,487, -18,107)	$-0,099^{a}$	(-0,136, -0,062)	
PIB real_1	1,325 <sup>a</sup>	(1,113, 1,538)	0,871 <sup>a</sup>	(0,396, 1,345)	
Produtividade_1	1,458 <sup>a</sup>	(1,012, 1,903)	$2,793^{b}$	(0,306, 5,281)	
Preço	-0,194 <sup>b</sup>	(-0,348, -0,039)	-0,006	(-0,180, 0,169)	
Importação	$0,050^{a}$	(0,023, 0,076)	$0,052^{a}$	(0,025,0,078)	
Rel. de troca_1	0,091°	(-0,016, 0,197)	0,060	(-0,079, 0,199)	
Salário	$0,345^{b}$	(0,085,0,604)	0,064	(-0,137, 0,265)	
D2tri	-0,012	(-0,060, 0,036)	$0,048^{c}$	(-0,005, 0,101)	
D3tri	$0,147^{a}$	(0,110,0,187)	0,265 <sup>a</sup>	(0,233, 0,296)	
D4tri	$0,112^{a}$	(0,074,0,149)	$0,076^{a}$	(0,046,0,106)	
uhat1			$0,678^{a}$	(0,481, 0,874)	
$R^2$	0,991		(	0,918	
R <sup>2</sup> ajustado	0,989		0,890		
p-valor (F)	4,94e-44		1,01e-26		
AIC	-168,890		-183,413		
BIC	-	148,637	-161,332		
HOC	-161 038		-174 874		

Fonte: Elaborado pelo autor

As equações de longo prazo (**Equação 14**) e curto prazo (**Equação 15**) para o estado de Goiás<sup>13</sup> foram:

$$ln(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}ln(PIB)_{t} + \beta_{2}ln(Produt.)_{t} + \beta_{3}ln(Pr.)_{t} + \beta_{4}ln(Imp.)_{t} + \beta_{5}ln(Rel.)_{t} + \beta_{6}ln(Sal.)_{t} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t}$$
Eq. (14)

е

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> significância em 1,0%

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup> significância em 5,0%

<sup>&</sup>lt;sup>c</sup> significância em 10,0%

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> Todas as variáveis para o modelo escolhido para o estado de Goiás são contemporâneas.

$$\Delta(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}\Delta(PIB)_{t} + \beta_{2}\Delta(Produt.)_{t-1} + \beta_{3}\Delta(Pr.)_{t-1} + \beta_{4}\Delta(Imp.)_{t-2} + \beta_{5}\Delta(Rel.)_{t} + \beta_{6}\Delta(Sal.)_{t-2} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \mu_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
Eq. (15)

Para o estado, os coeficientes de maior elasticidade no longo prazo foram: a constante (3,413) e o salário mínimo (0,476). Já para o curto prazo, os coeficientes de maior elasticidade foram: o resíduo (0,517) e o quarto trimestre (0,217).

Pelo parâmetro  $R^2$  ajustado, as variáveis do modelo obtido foram suficientes para explicar 84,5% das variações na captação de leite no longo prazo e 83,1% das variações no curto prazo. Os dados podem ser vistos na **Tabela 19**.

**Tabela 19:** Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( $l\_captação$ ) e curto prazo ( $d\_l\_captação$ ) para o estado de Goiás

Variáveis/	Longo	prazo	Curto	o prazo
Períodos	Coeficiente	Int. confiança	Coeficiente	Int. confiança
Const.	3,413°	(-0,120, 6,946)	-0,014	(-0,060, 0,032)
PIB real	0,198	(-0,461, 0,857)	-0,365	(-0,909, 0,178)
Produtividade	0,694	(-0,214, 1,603)	0,366	(-2,205, 2,937)
Preço	-0,116	(-0,315, 0,084)	-0,027	(-0,301, 0,248)
Importação	-0,092a	(-0,121, -0,062)	-0,026 <sup>c</sup>	(-0,052, 0,001)
Rel. de troca	0,127	(-0,041, 0,295)	0,016	(-0,145, 0,177)
Salário	0,476 <sup>b</sup>	(0,0359, 0,915)	-0,113	(-0,360, 0,134)
D2tri	-0,131 <sup>a</sup>	(-0,187, -0,075)	-0,086 <sup>a</sup>	(-0,143, -0,029)
D3tri	-0,191 <sup>a</sup>	(-0,254, -0,129)	-0,040	(-0,110, 0,029)
D4tri	-0,010	(-0,076, 0,055)	0,217 <sup>a</sup>	(0,149, 0,285)
uhat1			0,517 <sup>a</sup>	(0,348, 0,686)
$R^2$	0,8	365	0,	855
R <sup>2</sup> ajustado	0,845		0,831	
p-valor (F)	3,57e-28		4,19e-25	
AIC	-137,613		-191,963	
BIC	-114,647		-167,074	
HOC	-128	3 550	-182,066	

Fonte: Elaborado pelo autor

As equações de longo prazo (**Equação 16**) e curto prazo (**Equação 17**) para o estado de São Paulo<sup>14</sup> foram:

$$ln(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}ln(PIB)_{t-1} + \beta_{2}ln(Produt.)_{t-4} + \beta_{3}ln(Pr.)_{t} + \beta_{4}ln(Imp.)_{t-3} + \beta_{5}ln(Rel.)_{t-4} + \beta_{6}ln(Sal.)_{t} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t}$$
 Eq. (16)

e

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> significância em 1,0%

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup> significância em 5,0%

<sup>&</sup>lt;sup>c</sup> significância em 10,0%

<sup>&</sup>lt;sup>14</sup> Defasagens: PIB (uma defasagem), produtividade (quatro defasagens), preço (uma defasagem), importação (três defasagens), relação de troca (quatro defasagens).

$$\Delta(Cap.)_{t} = \alpha + \beta_{1}\Delta(PIB)_{t-1} + \beta_{2}\Delta(Produt.)_{t-4} + \beta_{3}\Delta(Pr.)_{t} + \beta_{4}\Delta(Imp.)_{t-3} + \beta_{5}\Delta(Rel.)_{t-4} + \beta_{6}\Delta(Sal.)_{t} + \beta_{7}D2tri + \beta_{8}D2tri + \beta_{9}D2tri + u_{t-1} + \varepsilon_{t}$$
Eq. (17)

Para o estado de São Paulo, os coeficientes de maior elasticidade no longo prazo foram: o PIB real à primeira defasagem (0,794), o salário mínimo (-0,583), a produtividade à quarta defasagem (0,582) e a relação de troca à quarta defasagem (0,170). Já para o curto prazo, os coeficientes de maior elasticidade foram: o PIB real à primeira defasagem (0,534), o resíduo (0,405), o salário mínimo (-0,233) e o preço do leite pago aos produtores (0,158).

**Tabela 20:** Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( $l\_captação$ ) e curto prazo ( $d\_l\_captação$ ) para o estado de São Paulo

Variáveis/	Longo prazo		Curto prazo		
Períodos	Coeficiente	Int. confiança	Coeficiente	Int. confiança	
Const.	1,358	(-1,785, 4,501)	-0,062a	(-0,082, -0,042)	
PIB real_1	$0,794^{a}$	(0,526, 1,062)	0,534 <sup>a</sup>	(0,172, 0,895)	
Produtividade_4	0,582a	(0,399, 0,764)	0,614	(-0,125, 1,352)	
Preço	0,047	(-0,086, 0,179)	0,158 <sup>b</sup>	(0,022, 0,295)	
Importação_3	-0,012	(-0,031, 0,007)	-0,001	(-0,025, 0,023)	
Rel. de troca_4	$0,170^{a}$	(0,045, 0,295)	0,010	(-0,089, 0,109)	
Salário	$-0,583^{a}$	(-0,806, -0,359)	-0,233 <sup>b</sup>	(-0,409, -0,058)	
D2tri	0,033	(-0,007, 0,073)	0,042 <sup>b</sup>	(0,001, 0,083)	
D3tri	$0,042^{b}$	(0,004, 0,081)	0,087 <sup>a</sup>	(0,060,0,114)	
D4tri	$0,060^{a}$	(0,033, 0,087)	0,115 <sup>a</sup>	(0,085, 0,145)	
uhat1			0,405 <sup>a</sup>	(0,238, 0,573)	
$R^2$	0,6	0,678		0,719	
R <sup>2</sup> ajustado	0,629		0,669		
p-valor (F)	9,95e-12		2,27e-17		
AIC	-203,818		-234,364		
BIC	-181,623		-210,112		
HQC	-195,024		-224,768		

Fonte: Elaborado pelo autor

#### 4.2.1. Testes relacionados aos modelos estaduais de curto e longo prazo

Serão apresentados nesta sessão os testes *KPSS*, teste de *White*, teste de *Durbin-Watson* e o teste de *Engle-Granger* relacionados aos modelos de curto e longo prazo estaduais.

Com relação aos testes para as confirmações dos modelos, inicialmente foi realizado o teste *KPSS* (KWIATKOWSKI et al., 1992) para a verificação da estacionariedade das séries, tanto no longo quanto no curto prazo. Para os estados, foi

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> significância em 1,0%

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup> significância em 5,0%

<sup>&</sup>lt;sup>c</sup> significância em 10,0%

identificada a não estacionariedade das séries para o longo prazo, no entanto, as séries de curto prazo (primeira diferença AR (I)) são estacionárias. Os dados podem ser vistos na **Tabela 21**.

**Tabela 21:** Teste *KPSS* das séries de longo (*l\_captação*) e curto prazo (*d\_l\_captação*) para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e São Paulo – (0 defasagens)

Estado/ Período	Longo prazo	Curto prazo
Minas Gerais	0,406	0,015
Paraná	0,374	0,019
Rio Grande do Sul	0,426	0,022
Santa Catarina	0,580	0,028
Goiás	0,459	0,012
São Paulo	0,313	0,024

Fonte: Elaborado pelo autor

Para o teste de *White* (GUJARATI; PORTER, 2012), sob a hipótese nula ( $H_0$ ) da não ocorrência de heterocedasticidade, foi possível concluir que tanto os modelos de longo quanto os modelos de curto prazo são homocedásticos para os seis estados em nível de significância de 5,0%, ver **Tabela 22.** 

**Tabela 22**: Teste de *White* das séries de longo (*l\_captação*) e curto prazo (*d\_l\_captação*) para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e São Paulo

Estado/ Período	Longo prazo	p valor	Curto prazo	p valor
Minas Gerais	54,503	0,241	61,395	0,390
Paraná	63,151	0,070	53,150	0,690
Rio Grande do Sul	49,301	0,421	61,490	0,387
Santa Catarina	47,904	0,477	22,521	0,165
Goiás	34,703	0,925	57,970	0,513
São Paulo	38,387	0,838	57,133	0,545

Fonte: Elaborado pelo autor

Já com relação ao teste de *Durbin-Watson* (GUJARATI; PORTER, 2012), em nível de significância de 1,0%, pode-se observar que os modelos de longo prazo apresentam autocorrelação positiva para os seis estados, fator esperado, uma vez que, para as análises de longo prazo, as séries não são estacionárias.

No entanto, ao se avaliar o teste para as séries de curto prazo, pode-se observar a confirmação de  $H_0$ , ou seja, a não ocorrência de autocorrelação para Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo, no entanto, foi observada autocorrelação negativa apenas para o estado de Santa Catarina ( $4 - d < d_u$ ). Os dados seguem na **Tabela** 23.

**Tabela 23:** Teste de *Durbin-Watson* das séries de longo (*l\_captação*) e curto prazo (*d\_l\_captação*) para os estados de Minas Gerais, Goiás e São Paulo

Estado/ Período	Longo Prazo	Autocorrelação	Curto Prazo	Autocorrelação
Minas Gerais	1,059	Positiva	1,874	Sem autocorrelação
Paraná	0,864	Positiva	1,900	Sem autocorrelação
R. Grande do Sul	0,873	Positiva	2,130	Sem autocorrelação
Santa Catarina	1,264	Positiva	2,235	Aut. Negativa
Goiás	1,185	Positiva	1,908	Sem autocorrelação
São Paulo	1,125	Positiva	1,986	Sem autocorrelação

Fonte: Elaborado pelo autor

Para o teste de cointegração, realizou-se o teste de *Engle-Granger* (ENGLE; GRANGER, 1987). O teste parte de duas prerrogativas, sendo a primeira, a realização do teste *KPSS* para as séries de curto prazo (*d\_l\_captação*), que prediz serem estacionárias.

Assim, para o teste, os valores estatísticos encontrados foram 0,015 para Minas Gerais, 0,019 para o Paraná, 0,022 para o Rio Grande do Sul, 0,028 para Santa Catarina, 0,012 para Goiás e 0,024 para São Paulo. Logo, pôde-se observar a estacionariedade das séries sob ordem de integração I (1).

A segunda etapa é a utilização do teste de *Dickey-Fuller* aumentado para a identificação de raiz unitária ( $H_0$ ), também para os resíduos. O teste foi realizado segundo três modelos: sem constante (SC), com constante (CC) e com constante e tendência (CT) e verificado sobre a ordem máxima de 10 defasagens, para a identificação dos menores valores estatísticos segundo o critério de *Akaike*.

A partir do teste pôde-se concluir que as séries de longo e curto prazo são cointegradas para Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e São Paulo em nível de significância de 1,0% e para o estado de Goiás em nível de significância de 5,0%. Os dados podem ser observados na **Tabela 24**.

Tabela 24: Teste de Engle-Granger – MG, PR, RS, SC, GO e SP

Estado/ teste	Modelo*	Defasagem	AIC	Coeficiente
	SC	0	-214,037	-5,058
Minas Gerais	CC	0	-212,076	-5,023
	CT	0	-210,346	-4,973
	SC	0	-203,815	-4,283
Paraná	CC	0	-201,825	-4,249
	CT	0	-200,520	-4,210
Die Courte	SC	0	-164,869	-5,013
Rio Grande do Sul	CC	0	-162,871	-4,983
uo sui	CT	0	-160,882	-4,914
<u> </u>	SC	0	-156,036	-5,002
Santa Catarina	CC	0	-154,239	-4,955
Catarina	CT	0	-153,825	-4,910
Goiás	SC	0	-139,486	-3,770
	CC	0	-137,534	-3,743
	CT	0	-135,535	-3,702
São Paulo	SC	0	-204,903	-5,387
	CC	0	-202,978	-5,346
	CT	0	-201,009	-5,299

Fonte: Elaborado pelo autor

\*CC: com constante/ CT: constante e tendência

# 4.3. Análise dos dados em painel considerando-se Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo

Assim como para as análises dos estados individualmente, foi realizada uma análise de dados em painel considerando-se cinco entre os seis principais estados produtores de leite. Optou-se aqui pela avaliação de painel balanceado, tendo em vista a utilização do pacote econométrico GRETL. Assim, o estado de Santa Catarina ficou fora da análise, pelo fato de sua série de preços do leite pago aos produtores ser menor que para os demais estados (2002:4 – 2016:6).

As equações de longo prazo (**Equação 18**) e curto prazo (**Equação 19**) para os dados em painel<sup>15</sup> ficaram assim definidas:

$$ln(Cap.)_{it} = \alpha_i + \beta_1 ln(PIB)_{it} + \beta_2 ln(Produt.)_{it} + \beta_3 ln(Pr.)_{it} + \beta_4 ln(Imp.)_{it} + \beta_5 ln(Rel.)_{it} + \beta_6 ln(Sal.)_{it} + \beta_7 D2tri + \beta_8 D2tri + \beta_9 D2tri + u_{it}$$
 Eq. (18)  
 $i = 1, ..., 5$   
 $t = 1, ..., 72$ 

e

<sup>15</sup> Para os dados em painel as variáveis foram contemporâneas.

$$\Delta(Cap.)_{it} = \alpha_i + \beta_1 \Delta(PIB)_{it} + \beta_2 \Delta(Produt.)_{it} + \beta_3 \Delta(Pr.)_{it} + \beta_4 \Delta(Imp.)_{it} + \beta_5 \Delta(Rel.)_{it} + \beta_6 \Delta(Sal.)_{it} + \beta_7 D2tri + \beta_8 D2tri + \mu_{it-1} + \varepsilon_{it}$$
Eq. (19)
$$i = 1, ..., 5$$

$$t = 1, ..., 71$$

Onde, *i* corresponde ao número de estados, sendo cinco: Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo e, *t* o número de períodos (trimestres) considerados, ou seja, 72 trimestres no modelo de longo prazo e 71 trimestres no modelo de curto prazo. Os dados podem ser vistos na **Tabela 25**.

**Tabela 25:** Coeficientes, significância e intervalo de confiança de longo ( $l\_captação$ ) e curto prazo ( $d\_l\_captação$ ) para os dados em painel

Variáveis/	Longo prazo		Cur	to prazo
Períodos	Coeficiente	Int. confiança	Coeficiente	Int. confiança
Const.	-9,298 <sup>a</sup>	(-16,137, -2,459)	-0,026 <sup>b</sup>	(-0,049, -0,004)
PIB real	1,297 <sup>a</sup>	(0,494, 2,099)	0,038	(-0,205, 0,282)
Produtividade	1,395 <sup>a</sup>	(0,876, 1,913)	0,370	(-1,399, 2,138)
Preço	-0,135	(-0,342, 0,072)	-0,146	(-0,320, 0,028)
Importação	$-0.078^{a}$	(-0,096, -0,060)	-0,010	(-0,020, 0,005)
Rel. de troca	$0,177^{c}$	(-0,020, 0,374)	0,004	(-0,066, 0,074)
Salário	$-0.802^{c}$	(-1,733, 0,130)	-0,213 <sup>a</sup>	(-0,352, -0,074)
D2tri	$-0,096^{a}$	(-0,130, -0,062)	-0,048 <sup>a</sup>	(-0,084, -0,013)
D3tri	-0,055	(-0,153, 0,042)	$0,105^{b}$	(0,003, 0,206)
D4tri	$-0.058^{c}$	(-0,117, 0,000)	$0,085^{b}$	(0,013, 0,156)
uhat1			0,346 <sup>a</sup>	(0,158, 0,535)
$R^2 LSDV$		0,941	0,539	
R <sup>2</sup> por dentro	0,849		0,538	
Log da	278,730		399,260	
verossimilhança				
AIC	-529,458		-768,521	
BIC	-475,052		-710,439	
НОС	-507.826		-745.414	

Fonte: Elaborado pelo autor

Através do teste, foi possível concluir que as variáveis foram capazes de explicar 84,9% das variações ocorridas na captação de leite no longo prazo e 53,8% das variações no curto prazo.

Para o longo prazo, os coeficientes com maior elasticidade foram: a constante (-9,298), a produtividade (1,395), o PIB real (1,297), o salário (-0,802) e a relação de troca (0,177). Já para o curto prazo, os coeficientes com maior elasticidade para o painel foram: o resíduo (0,346) e o salário (-0,213).

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> significância em 1,0%

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup> significância em 5,0%

<sup>&</sup>lt;sup>c</sup> significância em 10,0%

Os testes realizados para a análise dos dados em painel foram as mesmas para os estados em separado logo, foram utilizados os testes *KPSS* para avaliar a estacionariedade das séries de longo e curto prazo e o teste de *Durbin-Watson* para avaliar a ocorrência de autocorrelação dos resíduos e o teste de *Engle-Granger* para a avaliação da cointegração entre os modelos de longo e curto prazo. Portanto:

- i. Teste *KPSS*: Os dados são os mesmo da avaliação dos estados individualmente, logo, as séries de longo prazo não são estacionárias. Já para as séries de curto prazo (primeira diferença AR (I)), foi possível observar a estacionariedade das séries.
- ii. Teste de *Durbin-Watson*: Levando-se em conta o longo prazo (0,829), pode-se considerar a presença de autocorrelação positiva. Já para o curto prazo (2,172), pode-se observar a não ocorrência de autocorrelação, corroborando com a hipótese nula  $(H_0)$ .
- iii. Teste de *Engle-Granger*: para a avaliação de cointegração entre as séries de longo e curto prazo para os dados em painel. Assim, levando-se em conta as duas etapas necessárias para o teste, pode-se observar:

Etapa 1: teste KPSS para a avaliação da estacionariedade das séries, como descrito na **Tabela 21**. As séries possuem ordem de integração 1.

Etapa 2: Teste de *Dickey-Fuller* aumentado para a identificação de raiz unitária  $(H_{\theta})$ , também para os resíduos. O teste foi realizado segundo três modelos: com constante (CC) e com constante e tendência (CT) e verificado sobre a ordem máxima de 10 defasagens, para a identificação dos menores valores estatísticos segundo o critério de *Akaike*, ver **Tabela 26**.

**Tabela 26:** Teste de *Engle-Granger* – dados em painel

Estado/ teste	Modelo*	Defasagem	AIC	Coeficiente	Resultado
Minas Gerais	CC	0	-150,330	-4,925	Sem raiz unitária
	CT	0	-156,071	-6,445	Sem raiz unitária
Paraná	CC	3	-146,251	-1,342	Raiz unitária
	CT	3	-147,306	-2,063	Raiz unitária
Rio Grande	CC	8	-116,102	-2,450	Raiz unitária
do Sul	CT	8	-114,180	-2,470	Raiz unitária
Goiás	CC	8	-112,493	-2,257	Raiz unitária
	CT	8	-110,708	-2,412	Raiz unitária
São Paulo	CC	2	-142,151	-1,296	Raiz unitária
	CT	0	-150,097	-4,280	Sem raiz unitária

Fonte: Elaborado pelo autor

\*CC: com constante/ CT: constante e tendência

Utilizando-se o teste de *Dickey-Fuller* aumentado (*ADF*) observou-se a ocorrência de raiz unitária para os modelos referentes ao estado do Paraná, Rio Grande do Sul, Goiás e São Paulo. Para o teste, o único estado em que se pode ser verificada a cointegração entre as séries de curto e longo prazo foi o estado de Minas Gerais.

Devido a ocorrência de não estacionariedade nos resíduos apresentados no teste de *ADF* foi realizado, assim como no trabalho de Bueno (2011), a análise de estacionariedade dos resíduos no teste de *KPSS*, com maior poder de explicação, descritos na **Tabela 27**.

**Tabela 27:** Teste *KPSS* (*uhat1*) para dados em painel

Estado/ teste	Modelo	Defasagem	Coeficiente	Nível de	Resultado
				significância	
Minas Gerais	CC	7	0,707	5,0%	Sem raiz unitária
Willias Gerais	CT	0	0,195	10,0%	Sem raiz unitária
Paraná	CC	7	0,686	5,0%	Sem raiz unitária
Parana	CT	2	0,193	10,0%	Sem raiz unitária
Rio Grande	CC	0	0,497	5,0%	Sem raiz unitária
do Sul	CT	4	0,199	10,0%	Sem raiz unitária
Goiás	CC	0	0,582	5,0%	Sem raiz unitária
	CT	4	0,201	5,0%	Sem raiz unitária
São Paulo	CC	7	0,681	5,0%	Sem raiz unitária
	CT	2	0,171	10,0%	Sem raiz unitária

Fonte: Elaborado pelo autor

\*CC: com constante/ CT: constante e tendência

A partir do teste, foi possível concluir que as séries de curto e longo prazo são cointegradas para os dados em painel levando-se em conta os estados considerados. Vale destacar que as ordens de defasagem para o teste foram diferentes para os cinco estados na avaliação dos dados em painel.

### 4.4. Discussões e contribuições gerenciais

A captação formal de leite evoluiu em números absolutos nos últimos anos, considerando-se os seis principais estados produtores. Através do estudo, buscou-se compreender a influência de algumas variáveis econômicas consideradas importantes, no longo e no curto prazo. Os modelos propostos levaram em consideração PIB real, produtividade, preço do leite pago aos produtores, importação de leite em pó, relação de troca, salário mínimo e sazonalidade.

É notório observar que a variável com coeficientes mais elásticos e significativos no longo prazo foi produtividade, sendo importante para Minas Gerais (1,327), São Paulo (0,582), Paraná (1,393), Santa Catarina (1,458) e para os dados em painel (1,395). Para

os estados de Goiás e Rio Grande do Sul não pode ser considerada uma variável influente, mesmo com a crescente em produtividade observada nesses estados, através das análises descritivas deste trabalho. A variável também obteve coeficiente extremamente elástico no curto prazo para o estado de Santa Catarina (2,793).

Ainda no longo prazo, outra variável importante foi o PIB real, tendo sido significativa para Minas Gerais (0,548), São Paulo (0,794), Paraná (1,132), Rio Grande do Sul (0,967), Santa Catarina (1,325) e para os dados em painel (1,297). A variável não foi significativa para o estado de Goiás. Levando-se em conta o curto prazo, PIB real foi importante para o estado de São Paulo (0,534) e Santa Catarina (0,871). A variável PIB real leva em consideração o desempenho brasileiro na economia de forma geral, não somente o desempenho do agronegócio (RIBEIRO et al., 2010). A variável mede aqui a capacidade da população em adquirir produtos, mediante maior renda (PINDYCK; RUBINFELD, 2013) e (VARIAN, 2015).

O salário mínimo foi outra variável de destaque no longo prazo, tendo sido seus valores significativos para Goiás (0,476), São Paulo (-0,583), Paraná (-0,420), Rio Grande do Sul (0,655), Santa Catarina (0,345) e para os dados em painel (-0,802). Vale destacar, aqui, que se esperavam coeficientes negativos para a variável. No entanto, houve inversão de sinal para Goiás, Rio Grande do Sul e Santa Catarina. Considerando-se o curto prazo, salário mínimo foi significativo para Minas Gerais (0,308), São Paulo (-0,233) e para os dados em painel (-0,203). Novamente observa-se sinal diferente do esperado para o estado de Minas Gerais. A região Sul é caracterizada pelo emprego de alta tecnologia e faz baixa utilização de mão de obra (MORAES; BENDER FILHO, 2017), o que pode ser característica da utilização de mão de obra mais cara. No entanto, pode-se pressupor aqui o emprego de mão de obra familiar, o que poderia estar relacionado aos sinais positivos nas variáveis para os estados do Sul.

O preço do leite pago aos produtores obteve coeficientes mais elásticos no curto prazo. No entanto, foi significativa nos dois períodos para Minas Gerais (LP: 0,165; CP: 0,337) e Paraná (LP: 0,224; CP: 0,332). Para São Paulo foi significativa apenas no curto prazo (0,158). Para o estado de Santa Catarina, a variável foi significativa no longo prazo (-0,194), obtendo sinal contrário ao esperado pelas hipóteses iniciais. Já para Goiás e Rio Grande do Sul, além dos dados em painel, não foi variável significativa.

A importação, apesar de não ter apresentado coeficientes de grande elasticidade, foi variável significativa no longo e no curto prazo para Minas Gerais (LP: -0,087; CP: -

0,028), Goiás (LP: -0,092; CP: -0,026), Rio Grande do Sul (LP: -0,068; CP: -0,026) e Santa Catarina (LP: 0,050; CP: 0,052). Para o Paraná, a variável foi significativa apenas no longo prazo (LP: -0,032), assim como para os dados em painel (-0,078), e não foi variável significativa para o estado de São Paulo. Cabe salientar que o sinal positivo da variável para o estado de Santa Catarina foi diferente do esperado. A importação de leite e derivados aumentou muito depois de 2009, principalmente com a isenção de taxas de exportação de Uruguai e Argentina, principais países exportadores para o Brasil (MORAES; BENDER FILHO, 2017). Mesmo assim, avaliando-se os modelos propostos observou-se pouca influência nos principais estados produtores brasileiros.

Levando-se em consideração a variável relação de troca, no tocante a importância da alimentação animal nos custos de produção, a variável foi significativa no longo prazo para São Paulo (0,170), Rio Grande do Sul (0,159), Santa Catarina (0,091). Para os dados em painel (0,177), a variável não foi significativa nem no longo nem no curto prazo para Minas Gerais, Goiás e Paraná. A variável em questão teve como preço base de ração os valores vigentes no estado de São Paulo, devido limitação de dados para os demais estados. Por este motivo, não foi possível a utilização de uma variável explicativa fidedigna para cada um dos estados separadamente. Portanto, acredita-se que esta seja uma limitação do estudo, principalmente pela ocorrência de sinal positivo, contrário à hipótese inicial e não ter sido, a variável, significativa para alguns estados.

Com relação ao  $R^2$  ajustado, o parâmetro pode ser entendido como a capacidade das variáveis de explicarem a variação na captação de leite, nas análises. No entanto, apesar dos modelos determinarem valores de  $R^2$  ajustados altos, pelo fato de apresentarem variáveis não significativas, pode-se presumir a ocorrência de multicolinearidade, ou seja, problemas de estimação dos parâmetros utilizados na regressão múltipla (GUJARATI; PORTER, 2012).

A relevância do estudo apoia-se em sua capacidade de demonstrar a importância de algumas variáveis sobre a oferta de leite no Brasil, ou seja, referindo-se ao leite captado pela indústria nacional. O volume de leite captado é fortemente sensível à produtividade do rebanho, levando-se em consideração os seis principais estados produtores e também à maior demanda por produtos lácteos, representada pelo PIB. O salário mínimo também demonstrou forte influência no volume de leite captado. O preço foi variável importante para alguns estados, mas não foi a principal característica para o resultado, assim como importação de leite em pó e a relação de troca. Já a sazonalidade se mostrou relevante,

principalmente ao se considerar a variação da oferta ao longo do ano e consequentemente a variação de preço recebido pelos produtores.

Entender a dinâmica da produção e os principais pontos relevantes do setor é importante para nortear decisões gerenciais, seja por parte do produtor como por parte da indústria captadora.

A identificação de modelos com variáveis defasadas, diferentes para cada um dos estados analisados, bom como para os dados em painel pode ajudar na tomada de decisões direcionadas, entendendo as características de cada estado, priorizando-se estratégias mais assertivas.

# 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O Brasil é um dos maiores produtores mundiais de leite. O setor é economicamente relevante e extremamente importante para o agronegócio nacional. No entanto, trata-se de um setor muito heterogênio, caracterizado pela baixa produtividade, baixo uso de tecnologia e média geral de produtividade muito baixa.

Um dos grandes fatores que contribuem para essa disparidade pode estar relacionado à grande variedade de sistemas produtivos, ligados a alimentação, tipo de mão de obra, nível cultural, aspectos regionais, clima, tipo de alimentação e características genéticas (JUNG; MATTE JUNIOR, 2017).

O país é marcado por diferentes blocos produtivos e, notadamente, levando-se em conta os seis principais estados produtores, um bloco de alta produtividade (Paraná, Rio Grande do Sul e Santa Catarina) e outro bloco de baixa produtividade (Minas Gerais, Goiás e São Paulo), mesmo encontrando-se unidades produtoras altamente produtivas em todos os estados, com índices acima dos 3000kg de leite por ano (DUARTE; HONORATO, 2014).

A produção e a captação formal de leite no Brasil cresceram muito nos últimos anos, tanto em decorrência do desenvolvimento do setor, como pelo aumento na demanda por produtos lácteos.

A avaliação do setor, bem como da identificação de características influentes no que tange a captação de leite no Brasil são importantes ao se compreender que se trata de um setor extremamente volátil e sazonal.

Variações de preços dos insumos, variação no volume captado e variações nos preços são entraves, tanto para a cadeia produtiva dentro da porteira como para a cadeia industrial, o que é marcadamente prejudicial para o setor como um todo (FERREIRA JUNIOR; TEIXEIRA, 2004).

Para o estudo, algumas variáveis foram selecionadas e estudadas, levando-se em conta os seis principais estados produtores, tentando entender o comportamente de cada uma delas sobre a captação de leite ao longo dos últimos 17 anos, valendo-se de dados trimestrais.

Através da técnica de cointegração, conseguiu-se mensurar o impacto das elasticidades das variáveis explicativas produtividade, Produto Interno Bruto, preço do leite pago aos produtores, importação de leite em pó, salários e relações de troca sobre a variável dependente captação de leite no longo e no curto prazo para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina, Goiás e São Paulo, e para os dados em painel considerando-se todos os estados, exluindo-se Santa Catarina.

Foi possível identificar também que produtividade (variável relacionada a oferta) e PIB real (variável relacionada a demanda) foram duas das variáveis mais importantes no que diz respeito a captação de leite no Brasil entre 1999 e 2016. É válido salientar que o aumento da produtividade pode levar à diminuição dos custos fixos, que garantiriam melhores resultados econômicos (BRAGAGNOLO et al., 2011). Outro ponto, ao se considerar o aumento no PIB, deve-se levar em conta o incremento no consumo por parte da população, o que estimula o aumento da produção (MORRONE, 2016).

Foi considerado limitante para o estudo a não obtenção de dados referentes ao preço do leite pago aos produtores para Santa Catarina, no mesmo intervalo que os demais estados, o que acabou por tirar o estado da análise dos dados em painel. Admite-se que este estado poderia ter contribuído para a construção com o modelo final.

Outro ponto limitante foi a falta de dados relativos à alimentação animal para os estados de Minas Gerais, Paraná, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Goiás. A variável relação de troca foi criada com base no preço da ração para São Paulo, o que pode ter contribuído para as distorções nos sinais dos coeficientes para os modelos.

Novas pesquisas devem ser direcionadas, com o intuito de se buscar outras variáveis importantes, não identificadas ou incluídas nos modelos propostos, o que poderiam ajudar a explicar melhor a oferta de leite no Brasil.

### REFERÊNCIAS

ALVES, E.; GOMES, A. L.; SANTOS, M. L.; GOMES, S. T. Algumas características da oferta do leite. *Revista de Política Agrícola*, Viçosa, ano XII, n. 1, jan./mar. 2003.

ALVES, F. F.; SOUSA, L. V. C.; ERVILHA, G. T. Planejamento e previsão do preço do leite em Minas Gerais: análise emírica com base no modelo x12-arima. *Revista de Economia e Agronegócio*, Viçosa, v. 12, n. 1, 2 e 3, p. 115-134, 2014.

ARÊDES, A.; SILVEIRA, S. F. R.; LIMA, A. A. T. F. C.; ARÊDES, A. F.; PIRES, S. V. Análise de custos na pecuária leiteira: um estudo de caso das propriedades assistidas pelo programa de desenvolvimento da pecuária leiteira da região de Viçosa. *Custos e Agronegócio*, Viçosa, v. 33, n. Suplemento, p. 45-68, 2006.

ASSIS, L. P. Análise técnica e econômica de uma propriedade leiteira em Couto de Magalhães de Minas – MG: um estudo plurianual. Diamantina, 2012. 78 f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) – Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri.

BALDE BRANCO. Leite no copo, no Brasil e no mundo. ZOCCAL, R. Disponível em: <a href="http://www.baldebranco.com.br/leite-no-copo-no-brasil-e-no-mundo/">http://www.baldebranco.com.br/leite-no-copo-no-brasil-e-no-mundo/</a>. Acesso em 15 mai. 2018.

BRAGAGNOLO, C.; MIQUELETO, G. J.; PAVÃO, A. R.; FERREIRA FILHO, J. B. S.; GOMES, A. L. Elasticidades de substituição e de preços na produção de leite. *Revista de Política Agrícola*, Viçosa, ano XX, n. 2, abr./ jun. 2011.

CAMILO NETO, M.; CAMPOS, J. M. S.; OLIVEIRA, A. S.; GOMES, S. T. Identification and quantification of benchmarks of milk production systems in Minas Gerais. *Revista Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v. 41, n. 10, p. 2279-2288, 2012.

CARVALHO, M. A.; SILVA, C. R. L. *Economia Internacional*. 5<sup>a</sup> Ed. São Paulo: Saraiva, 2017.

CENTRO DE INTELIGÊNCIA DO LEITE. Análise da concorrência. CILEITE. 2018. Disponível em: <a href="http://www.cileite.com.br/analise\_concorrencia">http://www.cileite.com.br/analise\_concorrencia</a>. Acesso em: 03 jan. 2018.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. Leite e Derivados. CONAB, 2017a. Disponível em: <u>file:///C:/Users/User/Downloads/Leite e derivados - Analise Mensal - julho-2017.pdf</u>. Acesso em: 05 fev. 2018.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. Leite e Derivados. CONAB, 2017b. Disponível em: <u>file:///C:/Users/User/Downloads/Leite e derivados - Analise Mensal - abril-2017% 20(1).pdf</u>. Acesso em: 10 fev. 2018.

CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL. Boletim VBP. CNA, 2017. Disponível em: <u>file:///C:/Users/User/Downloads/25-boletim-vbp.pdf</u>. Acesso em: 10 mar. 2018.

CONSELHO NACIONAL DE DESENVOLVIMENTO CIENTÍFICO E TECNOLÓGICO. CNPq, 2018. Disponível em: <a href="http://www.cnpq.br/cnpq-nos-estados-da-federacao">http://www.cnpq.br/cnpq-nos-estados-da-federacao</a>. Acesso em: 15 jun. 2018.

COSTA E SILVA, M. R.; VIEIRA, J. C. Modernização e intensificação da produção leiteira em debate, Piracanjuba/ Goiás (1990-2013). *Revista Estudo de Sociologia e Agricultura*, Rio de Janeiro, v. 23, n. 1, p 84-109, 2015.

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA RURAL. Leite: análise da conjuntura agropecuária. DERAL. 2017. Disponível em: <a href="http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/2017/leite">http://www.agricultura.pr.gov.br/arquivos/File/deral/Prognosticos/2017/leite</a> 2016 17.p <a href="mailto:df">df</a>. Acesso em: 10 abr. 2018.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICA E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS. DIEESE. 2017. Disponível em: <a href="https://www.dieese.org.br/">https://www.dieese.org.br/</a>. Acesso em: 24 mai. 2017.

DÍAZ, F. F. C. Selección de modelos mediante critérios de informacion em análisis factorial: aspectos teóricos e computacionales. Granada, 2011. 178 f. Tese (Doutorado em Estadística e I.O) – Universidad de Granada.

DIEL, F. J.; KRUGER, S. D.; MAZZIONI, S; SPEORIN, P. C.; SASSO, I. V. Análise do retorno econômico da produção bovina leiteira em uma propriedade rural do município de São Carlos – SC. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE CUSTOS, XIX, 2012, Bento Gonçalves. *Anais...* São Leopoldo: Associação Brasileira de Custos, 2012. 14 p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, New Haven, v. 55, n. 2, p. 251-276, 1987.

FERREIRA JÚNIOR, S.; TEIXEIRA, E. C. Relações de produção na pecuária leiteira: um estudo de caso das respostas da produção aos preços mensais. *Revista de Economia e Agronegócio*, Viçosa, v. 3, n. 2, p. 193-212, 2004.

FIGUEIRA, S. R. F. *Transformações na cadeia produtiva do leite:* uma análise a partir das cooperativas. Campinas, 1999. 147 f. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Estadual de Campinas.

FIGUEIRA, S. R. F.; SANTOS, D. F. L.; BORGES, A. C. G.; SANCHES, A. Demand for automotive fuel in Brazil: na empirical analysis using cointegration. *Business and Management Review*, v. 4, p. 343-356, 2014.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. Livestock Primary. FAOSTAT. 2018. Disponível em: <a href="http://www.fao.org/faostat/en/?#data/QL">http://www.fao.org/faostat/en/?#data/QL</a>. Acesso em: janeiro 2018.

GONZAGA, G.; CORSEUIL, C. H. Emprego industrial no Brasil: análise de curto e longo prazos. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 55, n. 4, p. 467-491, set./ dez. 2001.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. *Econometria básica*. 5<sup>a</sup>. ed. São Paulo: Mc Graw Hill, 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA APLICADA. Pesquisa Pecuária Municipal. IBGEa, 2018. Disponível em: <a href="https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/agricultura-e-pecuaria/9107-producao-da-pecuaria-municipal.html?=&t=series-historicas">https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/agricultura-e-pecuaria/9107-producao-da-pecuaria-municipal.html?=&t=series-historicas</a>. Acesso em: 02 mar. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA APLICADA. Retroprojeção da população. IBGEb, 2018. Disponível em: <a href="https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9114-retroprojecao-da-populacao.html?=&t=downloads">https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/sociais/populacao/9114-retroprojecao-da-populacao.html?=&t=downloads</a>. Acesso em: 02 mar. 2018.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA APLICADA. Pesquisa Trimestral do Leite. IBGEc, 2018. Disponível em: <a href="https://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/agricultura-e-pecuaria/21121-primeiros-resultadios-2leite.html?=&t=series-historicas">historicas</a>. Acesso em 04 abr. 2018.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Preços médios mensais pagos pela Agricultura. IEA, 2017. Disponível em: <a href="http://ciagri.iea.sp.gov.br/bancoiea">http://ciagri.iea.sp.gov.br/bancoiea</a> Teste/pagos2.aspx?cod sis=5>. Acesso em: 11 mar. de 2017.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. População total. IPEADATA, 2018a. Disponível em: <a href="http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx">http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx</a>. Acesso em 10 mar. 2018.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. PIB Nacional. IPEADATA. 2018b. Disponível em: <a href="http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx">http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx</a>. Acesso em 10 mar. 2018.

INTERNATIONAL TRADE STATISTICS DATABASE. Import and export of milk products. COMTRADE, 2018. Disponível em: <a href="https://comtrade.un.org/data">https://comtrade.un.org/data</a>. Acesso em: 03 mar. 2018.

- JUNG, C. F.; MATTE JÚNIOR, A. A. Produção leiteira no Brasil e características da bovinocultura leiteira no Rio Grande do Sul. *Revista de História e Geografia Ágora*, Santa Cruz do Sul, v. 19, n. 1, p. 34-47, jan./jul. 2017.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, North-Holland, v. 54, p. 159-178, 1992.
- LEITE, S. P.; WESZ JUNIOR, V. J. Estado, políticas públicas e agronegócio no Brasil: revisitando o papel do crédito rural. *Revista Pós Ciências Sociais*, São Luiz, v. 11, n. 22, jul/dez. 2014.
- LIMA FILHO, R. R. Fatores econômicos determinantes da importação brasileira de leite em pó proveninete da Argentina e do Uruguai entre 2000 e 2016. Jaboticabal, 2017. 56 f. Dissertação (Mestrado em Administração) Universidade Estadual Paulista, Jaboticabal.
- LOPES, F. F.; CAMPOS, E. M.; ROMEU, J. C. Insumos agropecuários. In: CONSOLI, M. A.; NEVES, M. F. *Estratégias para o leite no Brasil*. 1ª ed. São Paulo: Editora Atlas, 2006, cap. 3, p. 67-89.
- LOPES, M. A.; DIAS, A. S.; CARVALHO, F. M.; LIMA, A. L. R.; CARDOSO, M. G.; CARMO, E. A. Efeitos do tipo de mão de obra nos resultados econômicos de sistemas de produção de leite na região de Lavras (MG) nos anos 2004 e 2005. *Revista Brasileira de Agrociência*, Pelotas, v. 16, n. 1-4, p. 125-132, jan./ dez. 2010.
- LOPES, M. A.; SANTOS, G.; CARVALHO, F. M. Indicadores econômicos da atividade leiteira em regime de semiconfinamento com alta produção diária. *Boletim Indústria Animal*, Nova Odessa, v. 68, n. 2, p. 113-123, jul/dez. 2011.
- LOPES; M. A.; SANTOS, G. Comparativo econômico entre propriedades leiteiras em sistemas intensivos de produção: um estudo multicascos. *Revista Brasileira de Saúde e Produção Animal*, Salvador, v. 13, n. 3, p. 591-603, 2012.
- LOPES, P. F.; REIS, R. P.; YAMAGUCHI, L. C. T. Custos e escala de produção na pecuária leiteira: estudo nos principais estados produtores do Brasil. *Revista Estudos Regionais*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, p. 567-590, jul./ set. 2007.
- MARION FILHO, P. J.; FAGUNDES, J. D. O.; SCHUMACHER, G. A produção de leite no Rio Grande do Sul: produtividade, especialização e concentração (1990-2009). *Revista de Economia e Agronegócio*, Viçosa, v. 9, n. 2, p. 233-252, 2011.
- MEDEIROS, A. P.; MORAES, B. M. M.; BENDER FILHO, R. Integração espacial dos preços do leite: análise nos principais estados produtores do Brasil. *Ensaios FEE*, Porto Alegre, v. 38, n. 3, p. 625-652, 2017.

MINISTÉRIO DA INDÚSTRIA, COMÉRCIO EXTERIOR E SERVIÇOS. Importação e Exportação de leite e derivados, ALICEWEB2, MDIC, 2017. Disponível em: <a href="http://aliceweb.mdic.gov.br/">http://aliceweb.mdic.gov.br/</a>. Acesso em 08 jun. 2017.

MORAES, F. Análise da rentabilidade de sistemas de produção de leite participantes do programa "Balde Cheio" no estado do Rio de Janeiro. Lavras, 2013. 279 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Veterinárias) — Universidade Federal de Lavras.

MORRONE, H. O aumento da demanda estimula a produtividade? Uma análise de causalidade de Granger para a manufatura brasileira. *Ensaios FEE*, Porto Alegre, v. 36, n. 4, p. 979-1004, mar. 2016.

NASCIMENTO, A. C. C.; LIMA, J. E.; BRAGA, M; J.; NASCIMENTO, M.; GOMES, A. P. Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. *Revista Brasileira de Zootecnia*, Viçosa, v. 41, n. 3, p. 783-789, 2012.

OLIVEIRA, L. F. T.; SILVA, S. P. Mudanças institucionais e produção famililar na cadeia produtiva do leite no oeste catarinense. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Piracicaba, v. 50, n. 4, p. 705-720, out./ dez. 2012.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. Microeconomia. 7ª ed. São Paulo: Pearson, 2013.

PINHA, L. C. *Poder de mercado nas exportações de leite em pó para o Brasil.* Viçosa, 2014. 76 f. Dissertação (Mestrado em Economia) — Universidade Federal de Viçosa.

PINHA, L. C.; BRAGA, M. J.; CAMPOS, A. C. Grau de Concorrência e poder de mercado nas exportações de leite em pó para o Brasil, *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 54, n. 3, p. 393-412, 2016.

RESENDE, J. C. Determinantes de lucratividade em fazendas leiteiras de Minas Gerais. Lavras, 2010. 145 f. Dissertação (Mestrado em Zootecnia) — Universidade Federal de Lavras.

RIBEIRO, F. C. S.; TELEGINSKI, J.; SOUZA, J. H.; GUGELMIN, R. M. A evolução do Produto Interno Bruto brasileiro entre 1993 e 2009. *Revista Vitrine da Conjuntura*, Curitiba, v. 3, n. 5, julho 2010.

SALGADO, F. M. M. *O futuro do leite no Brasil: Uma análise de ambiente da cadeia produtiva de lácteos.* Juiz de Fora, 2013. 73 f. Dissertação (Mestrado Profissional em Ciência e Tecnologia do Leite e Derivados) — Universidade Federal de Juiz de Fora.

SCOT CONSULTORIA. Série de preços do leite. SCOT CONSULTORIA. Disponível em: <a href="https://www.scotconsultoria.com.br/leite/?ref=mnp">https://www.scotconsultoria.com.br/leite/?ref=mnp</a>. Acesso em: 20 fev. 2017.

SERAFIM, R. J.; ROJO, C. A. Gestão dos custos de produção da atividade leiteira na agricultura familiar. *Revista Gestão & Tecnologia*, Pedro Leopoldo, v. 16, n. 3, p. 244-260, 2016.

SILVA, L. H. A.; CAMARA, M. R. G.; TELLES, T. S. Evolução e distribuição espacial da produção de leite no estado do Paraná. *Revista Acta Scientiarum, Human and Social Science*, Maringá, v. 36, n. 1, p. 37-47, jan./ jun. 2016.

SILVA, R. D. O. P. Evolução das características do mercado de leite. *Análise e Indicadores do Agronegócio*, São Paulo, v. 3, n. 10, 2008.

SILVA, E. R. F. *Modernização da agricultura e reestruturação produtiva da atividade leiteira*. Presidente Prudente, 2015. 284 f. Dissertação (Mestrado em Geografia) – Universidade Estadual Paulista – UNESP.

SILVEIRA, A. G.; MATTOS, V. L. D.; KONRATH, A. C. Avaliação da estacionariedade e teste de cointegração em séries temporais: o caso da demanda de energia elétrica residencial no Brasil. *RETEC*, v. 9, n. 3, p. 75-79, jul/dez 2016.

SLACK, N.; BRANDON-JONES, A.; JOHNSTON, R. *Administração da produção*. 8ª ed. São Paulo: Atlas, 2018

SIQUEIRA, K. B.; PINHA, L. C. Vantagens comparativas reveladas do Brasil no comércio internacional de lácteos. *Boletim de Pesquisa e Desenvolvimento*, Juiz de Fora, v. 34, p. 1-26, 2011.

SOCIEDADE BRASILEIRA DE ALIMENTAÇÃO E NUTRIÇÃO. A importância do consumo de leite no atual cenário nutricional brasileiro. SBAN. Disponível em: <a href="http://sban.cloudpainel.com.br/source/SBAN\_Importancia-do-consumo-de-leite.pdf">http://sban.cloudpainel.com.br/source/SBAN\_Importancia-do-consumo-de-leite.pdf</a>. Acesso em: 05 mai. 2018.

UNITED NATIONS. World population prospects. 2017. UN, 2018. Disponível em: https://esa.un.org/unpd/wpp/DataQuery/. Acesso em: 12 abr. 2018.

VARIAN, H. *Microeconomia:* uma abordagem moderna. 9ª ed. Rio de Janeiro: Editora Elsevier, 2015.

VASCONCELLOS, M. A. S. D. *Economia:* micro e macro. 6<sup>a</sup>. ed. São Paulo: Atlas, 2015.

VILELA, D.; RESENDE, J. C.; LEITE, J. B.; ALVES, E. A evolução do leite em cinco décadas. Revista de política agrícola, Brasília, v. XXVI, n. 1, p. 5-24, 2017.

U.S. DEPARTMENT OF AGRICULTURE. Dairy: world markets and trade. 2017. USDA. Disponível em: <a href="https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/dairy.pdf">https://apps.fas.usda.gov/psdonline/circulars/dairy.pdf</a>. Acesso em: 05 jan. 2018.

WILKINSON, J. Estudo da competitividade da indústria brasileira: o complexo agroindustrial. 2ª ed., Rio de Janeiro: Centro Edelstein de Pesquisas Sociais, 2008.